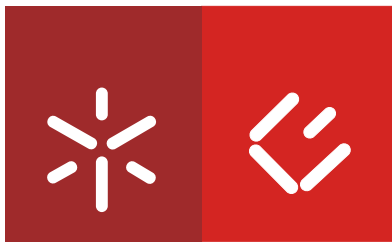


Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

Sandra Filipa Rodrigues da Silva

Estrutura de capitais: Teste às teorias do
trade-off versus *pecking order*



Universidade do Minho

Escola de Economia e Gestão

Sandra Filipa Rodrigues da Silva

**Estrutura de capitais: Teste às teorias do
*trade-off versus pecking order***

Dissertação de Mestrado
Mestrado em Finanças

Trabalho realizado sob a orientação do
Professor Doutor Gilberto Ramos Loureiro

É AUTORIZADA A REPRODUÇÃO INTEGRAL DESTA DISSERTAÇÃO APENAS PARA EFEITOS DE INVESTIGAÇÃO, MEDIANTE DECLARAÇÃO ESCRITA DO INTERESSADO, QUE A TAL SE COMPROMETE;

Universidade do Minho, ____/____/____

Assinatura: _____

Agradecimentos

A realização da presente dissertação foi possível devido a um conjunto de pessoas que sempre me incentivaram e ajudaram ao longo deste percurso e que merecem ser destacadas.

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao meu orientador, o Professor Doutor Gilberto Ramos Loureiro pela sua total disponibilidade e pelas recomendações efetuadas, que muito contribuíram para o trabalho que aqui se apresenta.

Também agradeço ao Professor Vidhan Goyal e à Professora Zélia Serrasqueiro pelos esclarecimentos prestados ao nível da metodologia utilizada nos seus trabalhos no âmbito da estrutura de capitais, nomeadamente, no que respeita aos testes das teorias do *trade-off* e da *pecking order*.

Agradeço a todos os docentes do mestrado em Finanças da Universidade do Minho que contribuíram não só para aumentar os meus conhecimentos, como estimularam a vontade de aprender mais nesta área.

Um agradecimento a todos os meus colegas do mestrado pela entreaajuda e incentivo nos momentos mais difíceis.

Aos meus amigos que sempre me apoiaram e que, por essa razão, também contribuíram para a realização deste meu objetivo académico.

Por último, um agradecimento especial à minha família pelo apoio incondicional, motivação e confiança, demonstrando-me sempre que seria possível cumprir mais esta etapa.

Resumo

A temática da estrutura de capitais das empresas tem vindo a ganhar destaque no seio da investigação financeira desde os trabalhos iniciais de Modigliani & Miller (1958, 1963). A evidência empírica ainda não conseguiu chegar a um consenso sobre o que de facto explica as decisões da estrutura de capitais, existindo por isso inúmeras teorias que as tentam justificar. A maioria dos estudos sobre este tema centra-se nas empresas dos EUA, existindo poucos estudos ao nível europeu, e especificamente englobando todos os países da zona euro.

Assim, o presente estudo tem como objetivo testar duas das teorias mais relevantes da estrutura de capitais, a teoria do *trade-off* e a teoria da *pecking order*, tendo por base uma amostra de 2,842 empresas cotadas pertencentes aos 17 países que compõem a zona euro. O período de análise é entre 2000 e 2010. Para o efeito utiliza-se a metodologia proposta por Shyam-Sunder & Myers (1999), Frank & Goyal (2003) e Rajan & Zingales (1995).

Os resultados demonstram que ambas as teorias explicam a estrutura de capitais das empresas, isto é, estas teorias não são mutuamente exclusivas. Porém, quando ambas as teorias são testadas em simultâneo, a teoria do *trade-off* prevalece sobre a da *pecking order*. Ao considerar os fatores convencionais de alavancagem verifica-se que existe uma relação positiva entre a tangibilidade e o endividamento, e entre a dimensão e o endividamento, tal como é evidenciado pela teoria do *trade-off*. Por outro lado, constata-se uma relação negativa entre a rendibilidade e o endividamento, o que vai de encontro à teoria da *pecking order*. Também se verifica que, apesar de importante, o défice de fundos não justifica completamente as decisões de financiamento das empresas, sendo que estas evidenciam um comportamento de reversão para a média, na medida em que ajustam o seu rácio de endividamento em direção ao nível ótimo.

Abstract

The topic of capital structure has gained importance in the financial literature after the initial works of Modigliani & Miller (1958, 1963). Empirical evidence has yet to reach a consensus on what explains the decisions of capital structure. Therefore, there are many theories that try to explain them. Most studies on this topic focus on U.S. companies. There are few studies using European firms and specifically covering all eurozone countries.

Thus, this study aims to test two of the most relevant theories of capital structure, the trade-off theory and the pecking order theory, based on a sample of 2,842 listed companies from all the 17 eurozone countries. The analysis period is between 2000 and 2010. For this purpose we use the methodology provided by Shyam-Sunder & Myers (1999), Frank & Goyal (2003) and Rajan & Zingales (1995).

The results show that both theories can explain the capital structure of companies, i.e. these theories are not mutually exclusive. However, when both theories are tested simultaneously, the trade-off theory performs better than the pecking order. When considering the conventional factors of leverage, it appears that there is a positive relationship between tangibility and debt, and between size and debt, as evidenced by the trade-off theory. On the other hand, there is a negative relationship between profitability and debt, which complies with the pecking order theory. Moreover, it appears that, though it is important, the funds deficit does not fully justify the companies' financing decisions, since they show a mean reversion behavior, as they adjust their debt ratio towards the optimum level.

Índice

Índice de Figuras.....	xi
Índice de Tabelas	xiii
Índice de Apêndices.....	xv
1 Introdução	1
2 Revisão da literatura.....	3
2.1 Introdução	3
2.2 A teoria do <i>trade-off</i>	5
2.3 A teoria da <i>pecking order</i>	8
2.4 A teoria do <i>trade-off versus pecking order</i>	10
2.5 Previsões de cada teoria para os fatores determinantes da alavancagem	13
2.6 Evidência empírica na Europa	15
2.7 Conclusão	17
3 Metodologia	18
3.1 Teoria do <i>trade-off</i>	18
3.1.1 Modelo e variáveis	18
3.1.2 Hipóteses de pesquisa	20
3.2 Teoria da <i>pecking order</i>	21
3.2.1 Modelo e variáveis	21
3.2.2 Hipóteses de pesquisa	23
3.3 Teste conjunto.....	23
3.3.1 Modelo e variáveis	24
3.3.2 Hipóteses de pesquisa	24
3.4 Consideração dos fatores convencionais de alavancagem.....	24
3.4.1 Modelo e variáveis	25
3.4.2 Hipóteses de pesquisa	27
3.5 Procedimentos estatísticos	27
3.5.1 Os modelos de dados em painel	27
3.5.2 Seleção do modelo mais adequado	28
3.5.3 Outras considerações.....	30

4	Descrição dos dados	32
4.1	Definição da amostra	32
4.2	Estatísticas descritivas	37
4.3	Análise de correlação.....	39
5	Resultados empíricos	42
5.1	Teoria do <i>trade-off</i>	42
5.2	Teoria da <i>pecking order</i>	46
5.3	Teste conjunto.....	52
5.4	Consideração dos fatores convencionais de alavancagem.....	55
6	Conclusões, limitações e sugestões para futura investigação	62
6.1	Conclusões.....	62
6.2	Limitações e sugestões para futura investigação	63
	Referências bibliográficas.....	65
	URL's.....	70
	Apêndices.....	71

Índice de Figuras

Figura 1 – Teoria estática do <i>trade-off</i>	7
Figura 2 – Empresas da amostra por país	33
Figura 3 – Empresas da amostra por setor de atividade	34
Figura 4 – Média do rácio de endividamento de MLP	34
Figura 5 – Média do balanço da amostra.....	35
Figura 6 – Média do défice de fundos por ano	36
Figura 7 – Comparação entre o défice de fundos e a variação do endividamento de MLP	37

Índice de Tabelas

Tabela 1 – Relação prevista pelas teorias entre o nível de endividamento e os fatores que influenciam a estrutura de capitais.....	13
Tabela 2 – Descrição do número de empresas por permanência na amostra	33
Tabela 3 – Média do balanço da amostra por ano	35
Tabela 4 – Estatísticas descritivas	37
Tabela 5 – Análise de correlação do modelo <i>trade-off</i>	39
Tabela 6 – Análise de correlação do modelo <i>pecking order</i>	39
Tabela 7 – Análise de correlação do modelo <i>pecking order</i> desagregado.....	40
Tabela 8 – Análise de correlação do modelo dos fatores convencionais de alavancagem.....	41
Tabela 9 – Teste à teoria do <i>trade-off</i>	43
Tabela 10 – Teste à teoria da <i>pecking order</i>	48
Tabela 11 – Teste conjunto.....	53
Tabela 12 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem.....	56
Tabela 13 – Relações esperadas <i>versus</i> encontradas entre os fatores convencionais de alavancagem e as teorias do <i>trade-off</i> e da <i>pecking order</i>	59

Índice de Apêndices

Apêndice 1 – Síntese dos modelos e variáveis utilizadas	73
Apêndice 2 – Determinação das variáveis da teoria do <i>trade-off</i>	74
Apêndice 3 – Determinação das variáveis da teoria da <i>pecking order</i>	75
Apêndice 4 – Teste à teoria do <i>trade-off</i> (endividamento de MLP – <i>net assets</i>)	76
Apêndice 5 – Teste à teoria do <i>trade-off</i> (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)	77
Apêndice 6 – Teste à teoria do <i>trade-off</i> (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)	78
Apêndice 7 – Teste à teoria da <i>pecking order</i> com déficit de fundos desagregado (endividamento de MLP – total do ativo)	79
Apêndice 8 – Teste à teoria da <i>pecking order</i> (endividamento de MLP – <i>net assets</i>) ...	80
Apêndice 9 – Teste à teoria da <i>pecking order</i> (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)	81
Apêndice 10 - Teste à teoria da <i>pecking order</i> (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)	82
Apêndice 11 - Teste conjunto (endividamento de MLP – <i>net assets</i>)	83
Apêndice 12 – Teste conjunto (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)	84
Apêndice 13 – Teste conjunto (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)	85
Apêndice 14 – Teste para a amostra balanceada: teoria do <i>trade-off</i>	86
Apêndice 15 – Teste para a amostra balanceada: teoria da <i>pecking order</i>	87
Apêndice 16 – Teste para a amostra balanceada: teste conjunto	88
Apêndice 17 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem sem primeiras diferenças (endividamento de MLP – total do ativo)	89

Apêndice 18 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem (endividamento de MLP – <i>net assets</i>).....	90
Apêndice 19 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)	91
Apêndice 20 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)	92

1 Introdução

A estrutura de capitais de uma empresa está associada à escolha das diferentes fontes de financiamento que a mesma tem à disposição para suprir as suas necessidades financeiras, de forma a minimizar o custo de capital e aumentar o valor da empresa.

Desde o trabalho pioneiro de Modigliani & Miller (1958) que o tema da estrutura de capitais e a sua relação com o valor da empresa tem suscitado controvérsia no âmbito da teoria financeira. Assim, e após lançada a polémica sobre a estrutura de capitais, muitos foram os autores que quiseram dar o seu contributo nesta área. Neste sentido, encontram-se diversas teorias que tentam justificar as decisões de financiamento das empresas.

Nas teorias financeiras sobre a estrutura de capitais destacam-se duas correntes opostas, uma em que é defendido que existe uma estrutura ótima de capitais, conhecida por teoria do *trade-off* (Kraus & Litzenberger, 1973, referindo-se a Myers & Robichek, 1965) e outra que afirma que não há nenhuma estrutura ótima, sendo a escolha das fontes de financiamento ditada por uma hierarquia, denominada por teoria da *pecking order* (Myers, 1984; Myers & Majluf, 1984).

Tendo em conta esta divergência na literatura financeira é objetivo do presente estudo analisar qual a teoria predominante usando uma amostra de empresas cotadas em bolsa pertencentes aos 17 países que compõem a zona euro. Dado ser um tema ainda pouco estudado para a realidade europeia, e uma vez que não foi encontrado nenhum estudo que englobasse os 17 países da zona euro e que tivesse por base a metodologia adotada, considera-se relevante efetuar uma análise tendo por base esta amostra. Tal análise pretende contribuir para aprofundar o conhecimento acerca das decisões de financiamento levadas a cabo por estas empresas, que até ao momento ainda é limitado.

Desta forma, o problema de investigação presente neste estudo é perceber se as empresas pertencentes aos países da zona euro que estão cotadas em bolsa tomam as suas decisões de financiamento tendo por base alcançar um nível ótimo de endividamento (*target*), de forma a beneficiar da poupança fiscal (hipótese 1), ou se preferem esgotar os fundos internos da empresa (autofinanciamento) antes de recorrer a fundos externos (hipótese 2).

A realização do presente estudo baseia-se nas metodologias propostas por Shyam-Sunder & Myers (1999), Frank & Goyal (2003) e Rajan & Zingales (1995), dado serem os estudos mais referenciados na literatura financeira sobre esta temática. Nos testes efetuados utilizam-se diferentes *proxies* de estimação do rácio de endividamento das empresas, de forma a comprovar a robustez dos resultados.

A evidência empírica encontrada aponta para a prevalência da teoria do *trade-off* sobre a teoria da *pecking order*, contudo estas teorias não são mutuamente exclusivas, sendo que os resultados revelam que ambas contribuem para explicar a estrutura de capitais das empresas.

Quanto aos fatores convencionais de alavancagem constata-se que estes devem ser considerados na análise da alavancagem das empresas, encontrando-se uma relação positiva entre a tangibilidade e o endividamento, e entre a dimensão e o endividamento. Esta evidência vai de encontro ao que é defendido pela teoria do *trade-off*. Verifica-se também uma relação negativa entre a rendibilidade e o endividamento, estando esta evidência em linha com a teoria da *pecking order*. Outro aspeto a ressaltar é que ao incluir o défice de fundos no modelo dos fatores convencionais constata-se que esta variável, por si só, não é capaz de explicar na totalidade a variação do rácio de endividamento das empresas. Por fim, a inclusão da variável desfasada do rácio de endividamento demonstra que as empresas têm um comportamento de reversão para a média, verificando-se que estas ajustam o seu rácio de endividamento em direção ao *target*.

A presente dissertação está estruturada conforme se evidencia seguidamente. No capítulo 2 é efetuada uma revisão da literatura tendo em vista demonstrar o estado da arte sobre o tema em estudo. Posteriormente, no capítulo 3, descreve-se a metodologia utilizada para testar as teorias em análise, sendo apresentados os modelos e as variáveis, bem como as hipóteses de pesquisa levantadas. Também se referenciam os procedimentos estatísticos adotados. No capítulo seguinte efetua-se a apresentação dos dados da amostra, das estatísticas descritivas e da análise de correlação entre as variáveis dos modelos em estudo. No capítulo 5 são apresentados e debatidos os resultados empíricos, realizando-se uma confrontação entre a evidência empírica obtida na presente dissertação com a de outros estudos, nomeadamente, entre os estudos de base da metodologia, bem como com a evidência empírica europeia. Por último, finaliza-se a dissertação com as principais conclusões, limitações e sugestões para futura investigação (capítulo 6).

2 Revisão da literatura

Neste capítulo pretende-se analisar o estado da arte ao nível da temática da estrutura de capitais, desde os trabalhos pioneiros de Modigliani & Miller (1958, 1963) até aos dias de hoje. No centro deste debate estarão as duas teorias mais importantes da estrutura de capitais, nomeadamente a teoria do *trade-off* e a teoria da *pecking order*.

Assim, nesta secção será efetuada uma introdução à temática da estrutura de capitais, seguindo-se uma explicação de cada teoria em análise. Será também apresentada a evidência empírica que faz a comparação entre o *trade-off* e a *pecking order*. Serão ainda descritas as relações previstas de cada teoria entre o nível de endividamento e os fatores determinantes da alavancagem. De seguida, dá-se ênfase à evidência empírica para o contexto europeu. Por último, finaliza-se o capítulo com uma breve conclusão sobre o atual estado da arte no âmbito da estrutura de capitais.

2.1 Introdução

Impulsionada em 1958 por Modigliani & Miller, a moderna teoria financeira da estrutura de capitais conta já com mais de meio século. Partindo do pressuposto que os mercados de capitais são perfeitos, isto é, considerando a inexistência de fricções como os impostos, os autores mencionados concluíram que a estrutura de capitais era irrelevante para a determinação do valor e do custo de capital da empresa.

O custo médio de capital não é afetado pelo nível de endividamento, isto é, é independente da estrutura de capital, pois ao alterar o nível de endividamento, isso irá ter impacto no custo do capital próprio, originando uma manutenção do custo médio de capital. Por exemplo, se a empresa aumentar o seu nível de endividamento, o risco de incumprimento vai aumentar, e apesar do custo de capital alheio ser mais baixo este efeito será eliminado pelo aumento do custo de capital próprio, logo o custo médio de capital irá manter-se inalterado. Neste sentido, o valor de uma empresa é determinado a partir do lado esquerdo do balanço, ou seja, pelos seus ativos, não dependendo da proporção de capital e endividamento utilizados para o financiamento dos mesmos. Metaforicamente, Myers (2001) compara o valor da empresa ao valor de uma pizza, afirmando que, da mesma forma que o valor de uma pizza não está dependente do modo

em como esta será cortada, também o valor de uma empresa não dependerá da proporção de capital e endividamento utilizados na sua estrutura de capitais.

Assim, em 1958, Modigliani & Miller concluem que a estrutura de capitais é irrelevante para a maximização do valor da empresa. Porém, num estudo posterior (1963), os autores verificaram que ao considerar os impostos, isto é, as vantagens fiscais associadas ao endividamento, isso iria ter impacto no valor e no custo de capital da empresa, pelo que a estrutura de capitais seria então relevante para a maximização do seu valor. O benefício fiscal iria resultar da multiplicação dos juros resultantes do endividamento pela taxa de imposto paga pela empresa. Assim, o valor de uma empresa alavancada irá ser igual à soma do valor de uma empresa não alavancada mais os benefícios fiscais resultantes do endividamento. Neste sentido, conclui-se que o valor da empresa irá aumentar com o aumento do nível de endividamento. A consideração dos impostos irá também ter impacto no custo médio de capital, uma vez que parte do aumento do risco é absorvido pela poupança fiscal. Este caso levava a que a situação ótima, ou seja, aquela que maximizava o valor da empresa, ocorresse quando a estrutura de capitais fosse composta apenas por capitais alheios.

Instalada a polémica sobre esta temática, surgiu um novo paradigma nas finanças empresariais, aparecendo diferentes teorias financeiras sobre a determinação da estrutura de capitais das empresas. Estas teorias divergem tendo em conta as suas ênfases, entre as quais os impostos, a assimetria de informação e os custos de agência.

Harris & Raviv (1991) sintetizam as teorias existentes dividindo-as em quatro modelos distintos, designadamente, i) o modelo baseado nos custos de agência, ii) o modelo assente na assimetria de informação, iii) o modelo baseado na organização industrial e iv) o modelo direcionado para o controlo empresarial. De referir que no estudo de Harris & Raviv (1991) foram excluídas as teorias baseadas nos impostos.

Para além dessas teorias importa também referir o trabalho desenvolvido por Baker & Wurgler (2002), onde os autores sugerem uma nova teoria da estrutura de capitais designada por *market timing*. Segundo esta, uma vez que os gestores estão interessados em emitir ações apenas quando as mesmas se encontram sobreavaliadas, e recomprar quando estão subavaliadas, a estrutura de capitais “*is strongly related to historical market values*” (Baker & Wurgler, 2002, p.1).

Dado que o âmbito do presente trabalho assenta no teste às teorias do *trade-off* e da *pecking order* da estrutura de capitais, de seguida serão analisadas cada uma destas teorias com maior detalhe.

2.2 A teoria do *trade-off*

A teoria do *trade-off* tem origem no trabalho desenvolvido por Modigliani & Miller (1963), uma vez que ao eliminar o pressuposto de que os mercados são perfeitos, isto é, incluindo fricções no mercado, neste caso os impostos, os autores concluíram que a estrutura de capitais tinha impacto no valor da empresa.

Segundo Kraus & Litzenberger (1973), referindo-se a Myers & Robichek (1965), a estrutura ótima de capital seria obtida através do confronto entre o valor atual do benefício fiscal e o valor atual dos custos resultantes do aumento marginal da alavancagem da empresa. Assim, a teoria do *trade-off* defende a existência de uma estrutura ótima de capitais, tendo por base uma relação de equilíbrio entre o nível de endividamento e a maximização do valor da empresa.

Se por um lado o endividamento é vantajoso para a empresa, devido ao escudo fiscal¹, por outro, os gestores sabem que não podem aumentar indefinidamente o nível de endividamento. A este estão associados custos, nomeadamente os referentes ao aumento do risco de incumprimento e de falência da empresa e os respeitantes aos problemas de agência. A teoria do *trade-off* pretende, assim, relacionar as vantagens fiscais do endividamento com os custos de falência e de agência. Estes custos resultantes do endividamento são conhecidos na literatura financeira por custos de *financial distress*.

De acordo com Myers (1984), as empresas com mais risco e com maior proporção de ativos intangíveis devem ter um nível de endividamento menor, pois enfrentam maiores custos de *financial distress*. Por sua vez, as empresas com menor risco e com maior proporção de ativos tangíveis, como têm menos probabilidade de incumprimento, deverão ser capazes de deter um maior nível de endividamento antes que estes custos se sobreponham às vantagens fiscais do endividamento.

Ao nível dos custos de falência vários foram os autores a analisar o seu efeito na estrutura de capitais. Haugen & Senbet (1978) dividem os custos de falência em custos diretos (como é o caso dos custos judiciais, dos custos contabilísticos e do pagamento de honorários) e indiretos (como os custos de oportunidade resultantes da incapacidade da empresa manter o relacionamento com os fornecedores e/ou clientes). Kraus & Litzenberger (1973) introduzem formalmente a questão da vantagem fiscal do

¹ DeAngelo & Masulis (1980) referem a existência de outras vantagens fiscais substitutas do endividamento (como as depreciações e amortizações e os créditos fiscais ao investimento). Jensen (1986) refere ainda como vantagem do endividamento o aumento da disciplina financeira por parte da gestão.

endividamento e as penalidades associadas à falência. A vantagem fiscal do endividamento decorre do facto dos juros poderem ser dedutíveis ao nível da matéria coletável². Scott (1977) demonstrou que a empresa deveria emitir endividamento seguro tanto quanto possível, pois isso iria aumentar o valor da empresa, mesmo na ausência de impostos. Baxter (1967), Brennan & Schwartz (1978) e Kim (1978) referem que o aumento do nível de endividamento poderá aumentar ou diminuir o valor da empresa, dependendo da probabilidade de falência associada. No caso de uma empresa pouco alavancada, um aumento de endividamento não irá ter um grande impacto na probabilidade de falência, logo o endividamento adicional trará vantagens fiscais, fazendo aumentar o valor da empresa. Por sua vez, se a empresa já tem um elevado grau de alavancagem, o recurso a endividamento adicional irá aumentar a sua probabilidade de falência, diminuindo o seu valor. Castanias (1983) constata esta relação verificando que as empresas que pertencem a áreas de negócio com elevadas taxas de falência tendem a apresentar níveis de endividamento mais reduzidos. Também Stiglitz (1972) conclui que a possibilidade de falência irá influenciar fortemente o comportamento da empresa, verificando-se a existência de um rácio ótimo de endividamento.

No que concerne aos custos de agência (teoria de agência) importa destacar o trabalho de Jensen & Meckling (1976), uma vez que foram estes autores que definiram o seu conceito. Os custos de agência advêm dos conflitos de interesses existentes devido à separação entre propriedade e controlo empresarial. Estes custos são tão reais como qualquer outro custo da empresa, e incluem as despesas de monitorização, as despesas de ligação e as perdas residuais, sendo objetivo da empresa, designadamente dos detentores do seu capital, incentivar a sua minimização.

Relativamente aos conflitos de interesses, estes podem ocorrer entre i) os acionistas e os gestores e entre ii) os acionistas e os credores. O primeiro tipo de conflitos de interesses é uma consequência do facto da gestão não arcar na totalidade com o custo das suas atividades de entrincheiramento. Esta situação pode levar a gestão a atuar no sentido de transferir os recursos da empresa para seu próprio benefício³. Stulz (1990) refere que a política de financiamento das empresas é importante na medida em

² As vantagens fiscais associadas ao endividamento só podem ser usufruídas por empresas que pagam impostos, pois no caso das empresas que têm prejuízos de anos anteriores, estas não irão pagar impostos, pelo que o benefício fiscal derivado do aumento de endividamento só poderá ser aproveitado no futuro, não proporcionando um benefício imediato para a empresa (Myers, 1984).

³ Por exemplo: aviões particulares, escritórios de luxo, viajar em primeira classe, construir impérios, etc. Segundo Jensen (1986) uma forma de alinhar os interesses da gestão aos dos acionistas é através do aumento do endividamento, uma vez que os fluxos de caixa livres da empresa serão menores, não havendo tanta possibilidade da gestão desviar os recursos da empresa para as suas atividades de entrincheiramento. Esta função controladora do endividamento é ainda mais relevante para as empresas com poucas oportunidades de investimento.

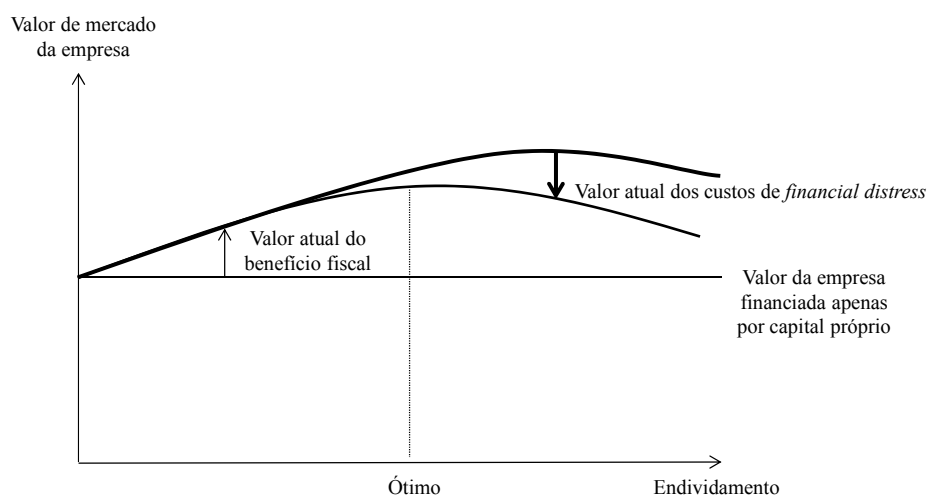
que permite reduzir os custos de agência. Este autor menciona a existência de dois custos, um associado ao sobreinvestimento e outro ao subinvestimento por parte da gestão, alertando que a emissão de endividamento e/ou capital diminui um dos custos mas aumenta outro, o que leva à existência de uma estrutura ótima de capital.

O outro tipo de conflitos de interesses é o existente entre os acionistas e os credores, e de onde decorrem os custos de agência associados ao endividamento. Neste caso, o endividamento constitui para os acionistas um estímulo para investir em projetos muito arriscados (sobreinvestimento), ou seja, em projetos em que se tudo correr bem a empresa receberá um retorno elevado, conseguindo pagar aos credores, contrariamente, se o projeto falhar, os credores não conseguirão reaver o valor investido⁴. Como os acionistas não saem penalizados em qualquer um dos cenários, vão incentivar a empresa a investir neste tipo de projetos. Os credores sabendo *a priori* desta situação, quanto maior for o risco associado à empresa, maior será a taxa de rendibilidade exigida, ou seja, maiores serão os custos de agência.

Tendo consciência dos benefícios fiscais e dos custos associados ao endividamento, de acordo com a teoria do *trade-off* é necessário encontrar o ponto de equilíbrio que maximize o valor da empresa, conforme ilustrado na figura 1 (Myers, 1984). De notar que, neste ponto, os benefícios marginais resultantes de uma unidade de endividamento adicional são iguais aos seus custos marginais.

Figura 1 – Teoria estática do *trade-off*

A maximização do valor da empresa irá resultar do equilíbrio entre as vantagens fiscais associadas ao endividamento e os respetivos custos de *financial distress*, levando à existência de um nível ótimo de endividamento.



Fonte: adaptado de Myers (1984).

⁴ Este problema de agência é conhecido por “*asset substitution effect*”.

A figura anteriormente apresentada representa a teoria estática do *trade-off*, uma vez que o ponto de equilíbrio entre os benefícios fiscais e os custos de *financial distress* são determinados apenas num período, não considerando a possibilidade de ajustamento do nível ótimo de endividamento.

Existem estudos em que a teoria do *trade-off* tem por base um modelo de ajustamento em direção ao *target*, em que a empresa tem um nível ótimo para o rácio de endividamento e se vai ajustamento gradualmente. Nos estudos de Taggart (1977), Jalilvand & Harris (1984) e Shyam-Sunder & Myers (1999), a determinação do rácio ótimo de endividamento é efetuada através de uma média do rácio de endividamento da amostra, considerando todo o período. Outros estudos consideram as características específicas das empresas (Ozkan, 2001; Hovakimian, Opler & Titman, 2001; Leary & Roberts, 2005; Flannery & Rangan, 2006; Hovakimian, 2006; Kayhan & Titman, 2007; Huang & Ritter, 2009).

2.3 A teoria da *pecking order*

A teoria da *pecking order* surge com o estudo de Donaldson (1961), sendo depois desenvolvida por Myers & Majluf (1984) e Myers (1984), e está assente no conceito da informação assimétrica e sinalização (Ross, 1977).

A assimetria de informação deriva do facto dos gestores das empresas (*insiders*) deterem informações privilegiadas, às quais os investidores (*outsiders*) não têm acesso. Desta forma, os investidores não conseguem avaliar corretamente o valor dos ativos e das novas oportunidades de investimento das empresas. Por conseguinte, não poderão determinar o verdadeiro valor dos títulos emitidos por estas, pelo que os tendem a avaliar tendo em conta uma média⁵. Dada a assimetria de informação os investidores vão então tentar inferir informações das empresas através das suas decisões de financiamento.

De acordo com Myers & Majluf (1984), os gestores irão agir de forma a privilegiar os interesses dos antigos acionistas, podendo, desta forma, recusar emitir ações, mesmo que tal implique perder uma boa oportunidade de investimento (significa não investir num projeto com VAL positivo). Isto acontece devido ao facto das ações da empresa poderem estar subavaliadas pelo mercado, o que iria originar um ganho superior para os novos acionistas, prejudicando os acionistas existentes, uma vez que

⁵ Esta situação é conhecida na área financeira por *lemons problem*.

iria levar à diluição da sua riqueza. Neste caso, a fonte de financiamento utilizada pela empresa é relevante na tomada de decisão de investimento. Quando o custo da emissão das ações subavaliadas supera o VAL do projeto de investimento, os gestores optam por não investir. Desta forma, o custo associado ao financiamento externo engloba para além dos custos administrativos, das despesas de subscrição e da eventual subavaliação das ações, a possibilidade da empresa deixar passar uma oportunidade de investimento com VAL positivo.

Assim, os gestores preferem emitir ações quando estas se encontram sobreavaliadas e endividamento quando estas estão subavaliadas. Os investidores, por sua vez, conscientes deste problema de assimetria de informação, irão interpretar uma emissão de ações como uma má notícia. Ião considerar que as mesmas se encontram sobreavaliadas, o que constitui um mau sinal para o mercado, levando à redução do preço das ações da empresa. A amplitude da descida do preço será tanto maior quanto maior for a assimetria de informação (Myers, 2001). Por sua vez, a utilização de fundos internos da empresa não irá ter qualquer impacto no preço das ações.

Então o investidor irá recusar-se a comprar capital até que a empresa atinja a sua capacidade máxima de endividamento, ou seja, até ao ponto em que a empresa ao emitir mais endividamento enfrente um acréscimo substancial nos custos de emissão. A empresa só irá emitir capital próprio quando existirem elevados custos de emissão de endividamento, que geralmente ocorrem quando o nível de endividamento é elevado e a empresa enfrenta grandes custos de *financial distress* (Myers, 2001). Desta forma, o comportamento dos investidores irá obrigar a empresa a seguir uma hierarquia, ou seja, a seguir a teoria da *pecking order* (Myers, 1984).

Segundo esta teoria não existe uma estrutura ótima de capitais, sendo que as empresas seguem uma hierarquia na seleção das suas fontes de financiamento, de forma a evitar os problemas associados à assimetria de informação. Por conseguinte, as empresas irão preferir financiar as suas oportunidades de investimento através de fundos internos, recorrendo apenas a fundos externos quando se verificar um défice de financiamento (Myers, 1984). Neste caso, quando o financiamento externo é necessário, as empresas irão dar primazia à emissão dos títulos mais seguros, ou seja, primeiro preferirão emitir endividamento, depois títulos híbridos e só em último recurso é que emitem capital. Como se pode verificar, existe uma hierarquia na seleção das fontes de financiamento, começando pela fonte que não é afetada pelos problemas da assimetria de informação (fundos internos), até à que é mais penalizada (emissão de capital).

De notar que, ao contrário da teoria do *trade-off*, na *pecking order* não existe nenhum *target* para o rácio de endividamento, este traduz, em termos acumulados, o recurso ao financiamento externo de cada empresa (Myers, 1984).

A teoria da *pecking order* vem assim dar resposta ao facto das empresas mais rentáveis apresentarem menores níveis de endividamento, contrariamente às menos rentáveis que recorrem mais ao endividamento. Da mesma forma, consegue explicar porque é que empresas com menos ativos tangíveis são mais afetadas por problemas de assimetria de informação, o que faz com que recorram mais ao endividamento. Em suma, esta teoria consegue justificar porque é que o endividamento é a principal fonte de financiamento quando se recorre a fundos externos (Myers, 2001).

No que respeita aos estudos realizados, Lucas & McDonald (1990) encontram evidência empírica de que a emissão de capital é precedida por retornos anormais positivos das ações. Os estudos de Korajczyk, Lucas & McDonald (1992), Bharath, Pasquariello & Wu (2009), Autore & Kovacs (2010) e Bessler, Drobetz & Grüninger (2011) verificam que a emissão de capital está relacionada com a assimetria de informação, o que vai de encontro à teoria da *pecking order*. Lemmon & Zender (2010) também referem que a teoria da *pecking order* descreve bem o comportamento de financiamento das empresas, no sentido em que estas dão preferência ao endividamento quando é necessário recorrer a fundos externos.

Por outro lado, existem autores que não encontram suporte para a *pecking order*. Para Leary & Roberts (2010) não é a assimetria de informação que gera o comportamento de *pecking order*, mas sim os conflitos de incentivos. Também o estudo de Frank & Goyal (2003) não encontra muita evidência da teoria da *pecking order*, nomeadamente após os anos 90.

2.4 A teoria do *trade-off* versus *pecking order*

A evidência empírica relativa aos estudos que pretendem analisar estas duas teorias é muito diversificada, existindo estudos que concluem pela prevalência de uma das teorias, estudos que encontram evidência a favor de ambas as teorias, contra ambas as teorias, ou até elementos a favor e contra cada teoria.

Shyam-Sunder & Myers (1999) efetuam um teste às duas teorias da estrutura de capitais, designadamente à teoria do *trade-off* e à teoria da *pecking order*. Para o efeito apresentam dois modelos, na teoria do *trade-off* utilizam o modelo de ajustamento em

direção ao *target* e na teoria da *pecking order* utilizam um modelo tendo em conta o défice de fundos das empresas. O estudo tem por base uma amostra de 157 empresas industriais dos EUA e um período de análise de 1971 até 1989. Os resultados levam a concluir que o modelo da teoria da *pecking order* descreve bem o comportamento de financiamento das empresas em análise, apresentando um melhor desempenho comparativamente ao modelo do *trade-off*. Neste sentido, o modelo da teoria da *pecking order* ganha a *horse race* contra o modelo de ajustamento para o *target*.

O trabalho de Frank & Goyal (2003) faz um teste à teoria da *pecking order*, utilizando a metodologia apresentada em Shyam-Sunder & Myers (1999) e tem por base uma amostra de empresas industriais americanas mas, neste caso, o período de análise é mais alargado, de 1971 a 1998. Os autores dividem a amostra em dois períodos, um que vai desde 1971 até 1989 para servir de comparação com o estudo de Shyam-Sunder & Myers (1999) e outro entre 1990 até 1998. Relativamente ao primeiro período de análise, os autores encontram alguma evidência a favor da *pecking order*, tal como verificado em Shyam-Sunder & Myers (1999). Para o período após 1990 a teoria da *pecking order* perde o seu poder explicativo, sendo que este resultado poderia dever-se ao facto de empresas mais pequenas terem passado a ser negociadas publicamente a partir dos anos 80 e 90. Os autores não encontram evidência da teoria da *pecking order* para as pequenas empresas, mas, mesmo para as grandes empresas verificam o declínio desta teoria ao longo do tempo. Os autores verificam que a emissão de capital segue mais de perto o défice de fundos do que a emissão de endividamento, o que vai contra a teoria da *pecking order*. Assim, este estudo conclui que a teoria da *pecking order* não consegue explicar as decisões de financiamento das empresas alvo de análise. Quanto à teoria do *trade-off* os autores encontram, ao considerar os fatores convencionais de alavancagem, evidência de que existe um comportamento de reversão para a média da alavancagem, tal como é defendido pela teoria do *trade-off*.

Chirinko & Singha (2000) apontam um conjunto de problemas de inferência que levantam limitações ao modelo de teste da teoria da *pecking order* proposto por Shyam-Sunder & Myers (1999). Os autores defendem que se devem efetuar testes alternativos, capazes de identificar os determinantes da estrutura de capitais.

O estudo de Cotei & Fahart (2011) testa as duas teorias, considerando as diferenças ao nível da estrutura de capitais entre os países com diferentes sistemas legais e institucionais. Para o efeito, dividem a sua amostra entre os países pertencentes

à *civil law* e os pertentes à *common law*⁶. Os autores concluem que as tradições legais e as estruturas do mercado de capitais influenciam as decisões sobre a estrutura de capitais das empresas. A evidência empírica mostra que os países da *common law* ajustam mais rapidamente o seu rácio de alavancagem em direção ao *target*, comparativamente aos países da *civil law*. Quando efetuam o teste conjunto, a teoria do *trade-off* apresenta um melhor desempenho relativamente à da *pecking order*, quer para os países da *civil law*, quer para os da *common law*.

Alguns estudos revelam evidência a favor, quer da teoria do *trade-off*, quer da teoria da *pecking order*. Hovakimian *et al.* (2001) referem que embora no curto prazo se verifica que as considerações da teoria da *pecking order* afetam a estrutura de capitais das empresas, estas tendem a ajustar-se em direção ao rácio de endividamento ótimo. O estudo de Korajczyk & Levy (2003) utiliza uma metodologia similar ao de Hovakimian *et al.* (2001) e encontra também elementos que são consistentes quer com o *trade-off*, quer com a *pecking order*. No *trade-off* constata-se que o desvio do *target* é responsável pela decisão de emissão, já na *pecking order* verificam-se uma relação negativa entre rentabilidade e o *target* de alavancagem.

Os estudos de Gosh & Cai (2009) e Cotei & Farhat (2009) concluem que as teorias do *trade-off* e da *pecking order* não são mutuamente exclusivas. Gosh & Cai (2009) referem que a teoria da *pecking order* tem melhor desempenho que a teoria do *trade-off*. Byoun & Rhim (2005) encontram evidência a favor de ambas as teorias, sendo que constata-se que a *pecking order* tem melhor desempenho para o caso das pequenas empresas, o que seria de esperar, uma vez que estas tendem a ter mais dificuldade em recorrer às fontes externas de financiamento. Também o estudo de Miguel & Pindado (2001) encontra evidência a favor de ambas as teorias. No que respeita ao modelo de ajustamento para o *target* verificam-se, como seria expectável, uma relação negativa entre o endividamento e i) os benefícios fiscais que não advêm do endividamento (por exemplo associados às depreciações e às despesas de investigação e desenvolvimento) e ii) os custos de *financial distress*. Ao nível da *pecking order* constata-se que existem uma relação inversa entre o endividamento e o fluxo de caixa, o que seria de esperar de acordo com esta teoria.

⁶ Os países da *civil law* são caracterizados por ter uma menor proteção dos direitos dos credores e acionistas, sendo que tendem a apresentar mercados de capitais menos desenvolvidos. Por sua vez, os países da *common law* são caracterizados por ter uma maior proteção dos direitos dos credores e acionistas, pelo que tendem a apresentar mercados de capitais mais desenvolvidos. Para mais detalhe consultar La Porta, Lopez-de-Silanes, Sheifer & Vishny (1998).

Fama & French (2002) encontram evidência mista, observando aspetos a favor e contra ambas as teorias. Os resultados apontam, tal como previsto pelo *trade-off*, que existe uma relação positiva entre a alavancagem e a dimensão e que empresas com mais benefícios fiscais que não advêm do endividamento têm uma menor alavancagem. Os autores também concluem que empresas mais rentáveis são menos alavancadas, esta evidência vai de encontro ao previsto pela teoria da *pecking order*, mas contraria a teoria do *trade-off*. Verificam que existe uma grande emissão de capital por parte das pequenas empresas pouco alavancadas de elevado crescimento, facto que vai contra o defendido pela teoria da *pecking order*. Constatam que as empresas que possuem mais oportunidades de investimento apresentam uma alavancagem de mercado inferior, o que seria espectável segundo a teoria do *trade-off* e pela teoria da *pecking order* (numa versão mais complexa desta teoria em que a empresa está preocupada não só com a possibilidade de financiamento através de endividamento atual como no futuro).

Pelos estudos efetuados verifica-se que ainda não há um consenso na literatura financeira no que respeita à confrontação destas duas teorias da estrutura de capitais.

2.5 Previsões de cada teoria para os fatores determinantes da alavancagem

Existem estudos que se centram nos fatores determinantes da alavancagem das empresas, como é o caso dos trabalhos de Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2009). Assim, tendo em conta as duas teorias em estudo apresenta-se na tabela 1 as relações previstas pelo *trade-off* e pela *pecking order*, relativamente à alavancagem das empresas e os principais fatores apontados.

Tabela 1 – Relação prevista pelas teorias entre o nível de endividamento e os fatores que influenciam a estrutura de capitais

Esta tabela demonstra a relação esperada, de acordo com as teorias do *trade-off* e da *pecking order*, entre o nível de endividamento e os fatores que influenciam a estrutura de capitais. O símbolo + representa uma relação positiva entre o fator e o nível de endividamento, contrariamente, o símbolo – significa uma relação negativa.

Fator	<i>Trade-off</i>	<i>Pecking order</i>
Rendibilidade	+	-
Oportunidades de Crescimento	-	+ / -
Dimensão	+	-
Volatilidade	-	-
Tangibilidade	+	-

Fonte: adaptado de Bessler, Drobetz & Kazemieh (2011).

De seguida é apresentada a explicação da relação de cada fator à luz de cada uma das teorias (Bessler, Drobetz & Kazemieh, 2011):

Rendibilidade: De acordo com a teoria do *trade-off*, as empresas com maior rendibilidade tendem a ter um nível de endividamento superior (relação positiva), pois os custos de falência diminuem com o aumento da rendibilidade. Para além disso, quanto mais rentável for a empresa mais esta beneficiará da vantagem fiscal obtida pela dedução dos juros dos empréstimos. No que respeita à teoria da *pecking order*, as empresas mais rentáveis geram mais fundos internos, logo tenderão a ter níveis de endividamento mais baixos. Neste sentido, de acordo com a *pecking order* é de esperar uma relação negativa entre rendibilidade e endividamento.

Oportunidades de Crescimento: Pela teoria do *trade-off*, os custos de agência associados ao endividamento serão maiores para as empresas com elevadas oportunidades de investimento, devido à problemática do sobre/subinvestimento (Jensen & Meckling, 1986). Assim, empresas com mais oportunidades de crescimento tendem a ter menos endividamento, de forma a evitar os conflitos de interesses. Jensen (1986), na teoria do fluxo de caixa livre, menciona que empresas com mais oportunidades de crescimento não necessitam de se endividar tanto como forma de monitorizar as atividades desviantes dos gestores. Neste sentido, espera-se uma relação negativa entre endividamento e oportunidades de crescimento. Já ao nível da teoria da *pecking order* existem dois efeitos possíveis. Por um lado, quando existem mais oportunidades de crescimento a empresa terá mais probabilidade de recorrer a fundos externos para poder financiar os seus investimentos, pois não terá fundos internos suficientes. Neste caso, verifica-se uma relação positiva entre endividamento e oportunidades de crescimento. Por outro lado, se considerarmos que a empresa está preocupada com a sua capacidade de endividamento atual e futura, se esta sabe que no futuro necessitará de fundos externos para financiar os seus investimentos, pode optar no presente por recorrer a menos endividamento para poder fazê-lo no futuro. Neste caso, prevê-se uma relação negativa entre endividamento e oportunidades de crescimento.

Dimensão: Segundo a teoria do *trade-off*, empresas de maior dimensão tendem a ser mais diversificadas e a ter uma menor probabilidade de falência (Titman & Wessels, 1988). Assim, prevê-se uma relação positiva entre endividamento e dimensão. Pela teoria da *pecking order*, empresas de maior dimensão tenderão a ser seguidas por mais analistas de mercado, existindo uma maior divulgação de informação. Será de esperar que estas empresas tenham menos problemas de assimetria de informação e consigam

por isso emitir capital sem serem tão afetadas. Neste sentido, prevê-se uma relação negativa entre dimensão e endividamento.

Volatilidade: Ambas as teorias preveem uma relação negativa entre a volatilidade e o endividamento. De acordo com a teoria do *trade-off*, empresas com elevada volatilidade nos seus fluxos de caixa tendem a apresentar um endividamento menor, pois enfrentam mais custos de *financial distress*. Pela teoria da *pecking order*, empresas mais arriscadas têm mais dificuldade em recorrer a fundos externos, uma vez que serão mais afetadas pelos problemas de assimetria de informação, pelo que apresentam um endividamento menor.

Tangibilidade: Na teoria do *trade-off*, empresas com mais ativos fixos têm menos probabilidade de incumprimento, enfrentando menores custos de *financial distress*. Assim, espera-se uma relação positiva entre endividamento e tangibilidade. No que respeita à teoria da *pecking order*, empresas com mais ativos tangíveis são mais fáceis de avaliar por parte dos investidores, sendo de esperar que existam menores níveis de assimetria de informação nestas empresas e que, por essa razão, as mesmas consigam emitir capital sem serem tão afetadas pelos custos de seleção adversa. Assim, espera-se uma relação negativa entre endividamento e tangibilidade.

A evidência empírica dos estudos de Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2009) aponta para a existência de uma relação positiva entre a alavancagem e a tangibilidade e entre a alavancagem e a dimensão, o que está de acordo com a teoria do *trade-off*. Por outro lado, encontram uma relação negativa entre a alavancagem e as oportunidades de crescimento (evidência em consonância com as duas teorias) e entre a alavancagem e a rendibilidade (evidência a favor da *pecking order*). O estudo de Frank & Goyal (2009) acrescenta ainda mais dois fatores, a alavancagem média da indústria e a inflação esperada.

2.6 Evidência empírica na Europa

Uma vez que a presente dissertação se centra nos países da zona euro, importa perceber qual é o estado da arte da temática em estudo nestes países.

Os estudos de Bancel & Mittoo (2004) e de Brounen, Jong & Koedijk (2006) têm por base o trabalho de Graham & Harvey (2001), mas neste caso aplicam os questionários aos gestores financeiros de empresas europeias. Em Bancel & Mittoo

(2004) a amostra é composta por 87 questionários abrangendo 16 países⁷. Já o estudo de Brounen *et al.* (2006) abarca apenas 4 países⁸, mas com um maior número de questionários (313). Ambos os estudos apontam para um moderado suporte da teoria do *trade-off*. Os resultados de Bancel & Mittoo (2004) concluem que as empresas determinam a sua estrutura de capitais contrabalançando as vantagens e desvantagens associadas ao financiamento, o que vai ao encontro da teoria do *trade-off*. Constatam também que poucas empresas emitem endividamento quando os fundos internos não são suficientes para suportar as suas atividades, contrariando a teoria da *pecking order*. O estudo de Brounen *et al.* (2006) conclui pela importância do rácio de endividamento ótimo, da vantagem fiscal e dos custos de falência associados ao endividamento. Não encontram evidência de que os problemas de agência são relevantes para a definição da estrutura de capitais das empresas. Os seus resultados apontam para a existência de um comportamento de *pecking order*, contudo verificam que este não é resultado da problemática da assimetria de informação. Os autores também chegam à conclusão que a flexibilidade financeira é importante, mas que esta não é determinada pela *pecking order*.

Pascual & Palmeiro (2009) realizam um teste às duas teorias da estrutura de capitais, *trade-off* e *pecking order*, englobando 1,256 empresas europeias⁹, desde 1999 até 2008. Os autores concluíram que ambas as teorias têm algum poder explicativo no que respeita às decisões da estrutura de capitais das empresas. A teoria da *pecking order* funciona melhor quando as empresas enfrentam maiores problemas de assimetria de informação e constata-se que na sua versão restrita esta teoria não se verifica. A nível agregado, a teoria do *trade-off* tem um bom desempenho e o mesmo não é anulado quando testam as duas teorias em conjunto.

Gaud, Hoesli & Bender (2007) estudam 5,074 empresas europeias, entre 1988 e 2000, e concluem que nem a teoria do *trade-off*, nem a da *pecking order*, oferecem uma descrição adequada das políticas de financiamento das empresas cotadas europeias. Estes autores identificam a governação empresarial e o *timing* de mercado como influenciadores da estrutura de capitais destas empresas. Constatam ainda que estas impõem uma barreira superior de limite à alavancagem, mas que não têm nenhuma barreira inferior. No que concerne ao financiamento interno verificam que o mesmo

⁷ Áustria, Bélgica, Grécia, Dinamarca, Finlândia, Irlanda, Itália, França, Alemanha, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suíça, Suécia e Reino Unido.

⁸ Reino Unido, Holanda, Alemanha e França.

⁹ Na presente dissertação está-se a utilizar “,” como separador dos milhares e “.” como separador decimal.

quando disponível é preferível ao externo, mas que as empresas se preocupam com o excesso de folga financeira futura, pois a mesma origina conflitos de interesses.

O estudo de Hall, Hutchinson & Michaelas (2004) tem como amostra as pequenas e médias empresas de oito países europeus¹⁰ e o ano de análise é 1995. Os autores verificam que existem diferenças na estrutura de capitais e nos seus determinantes entre os países alvo de estudo. Estas divergências encontradas podem dever-se aos diferentes custo de agência, de assimetria de informação e de sinalização entre os países.

2.7 Conclusão

Em síntese, podemos verificar que muitos foram os estudos realizados no âmbito da temática da estrutura de capitais, nomeadamente sobre as teorias do *trade-off* e da *pecking order*. Contudo, e apesar dos diversos estudos este é um tema ainda muito debatido pois não existe um consenso sobre o que define a estrutura de capitais das empresas. Como demonstrado, os estudos chegam a diferentes conclusões, uns encontram evidência a favor da teoria do *trade-off*, outros da teoria da *pecking order*, havendo ainda estudos que concluem pela verificação das duas teorias ou então pela rejeição de ambas. Esta divergência pode ser justificada pela utilização de diferentes amostras, diferentes períodos de análise e diferentes metodologias de teste destas teorias. Neste sentido, esta é uma temática ainda em aberto no âmbito das finanças empresariais.

Para a realidade dos países europeus os estudos nesta área já não são tão abundantes, nomeadamente no que concerne aos países pertencentes à zona euro.

¹⁰ Bélgica, Alemanha, Espanha, Irlanda, Itália, Holanda, Portugal e Reino Unido.

3 Metodologia

Neste capítulo pretende-se demonstrar a metodologia utilizada que servirá de base para efetuar o teste às teorias do *trade-off* e da *pecking order*. Assim, e tendo em conta cada uma das teorias, serão apresentados os modelos e variáveis utilizadas (consultar síntese no apêndice 1) e serão definidas as hipóteses de pesquisa. Serão também apresentados os procedimentos estatísticos adotados.

O método de investigação subjacente no presente estudo será uma pesquisa do tipo quantitativa, tendo por base uma análise de dados em painel, dado que se irá recolher um conjunto de dados, durante um determinado período temporal, para um grupo de empresas, no sentido de testar a teoria predominante da estrutura de capitais.

3.1 Teoria do *trade-off*

Com o teste à teoria do *trade-off* pretende-se verificar se a variação do rácio de endividamento de uma empresa é uma consequência da procura pelo nível ótimo de endividamento. Desta forma, de seguida serão apresentados o modelo e as variáveis utilizadas, bem como as hipóteses de pesquisa subjacentes ao teste da teoria do *trade-off*.

3.1.1 Modelo e variáveis

No que respeita ao teste à teoria do *trade-off*, foi utilizado o modelo proposto por Shyam-Sunder & Myers (1999). Segundo o modelo de ajustamento para o *target*, se existe um rácio ótimo de endividamento, será expectável que se verifique um comportamento de reversão para a média. De acordo com este modelo, os desvios do rácio de endividamento derivam de alterações do atual rácio face ao ótimo (*target*). Essas alterações podem resultar de fatores imprevisíveis de natureza económica que fazem com que as empresas se desviem dos seus rácios ótimos de endividamento, e que por essa razão, depois se observe um comportamento de ajustamento em direção ao *target*.

Assim, a regressão para testar o modelo do *trade-off* baseia-se na ideia de que a variação do rácio de endividamento da empresa resulta de desvios do atual rácio de endividamento face ao nível ótimo, dada por:

$$\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it} \quad (1)$$

Onde ΔD_{it} é a variação do rácio de endividamento, b_{TA} é o coeficiente de ajustamento ao *target*, D_{it}^* é o rácio de endividamento ótimo, D_{it-1} é o rácio de endividamento no período anterior.

Existem diversas formas de definir o rácio de endividamento das empresas. Como é referido em Frank & Goyal (2009), a maioria dos estudos só utiliza uma forma de medir a alavancagem. Assim, de forma a maximizar a análise efetuada, no presente estudo serão utilizadas diferentes alternativas para determinação dos rácios de endividamento, conforme sugerido por Rajan & Zingales (1995). As *proxies* utilizadas são i) total do ativo, ii) *net assets* (total do ativo menos passivo corrente), iii) valor contabilístico do capital próprio mais o endividamento de médio e longo prazo (MLP) e iv) valor de mercado do capital próprio mais o endividamento de MLP. Estes rácios serão estimados considerando o endividamento de MLP, tal como é sugerido em Shyam-Sunder & Myers (1999) e em Frank & Goyal (2003).

A primeira alternativa de cálculo do rácio de endividamento (*proxy* total do ativo), é apresentada de seguida, sendo que as restantes podem ser consultadas no apêndice 2:

$$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it}}{\text{Total do ativo}_{it}} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Total do ativo}_{it-1}}$$

A variável independente é o ajuste em direção ao *target* calculado da seguinte forma:

$$\text{Ajuste em direção ao target} = D_{it}^* - D_{it-1}$$

Uma vez que o rácio de endividamento ótimo (D_{it}^*) não é uma variável que se possa obter diretamente para cada empresa, é necessário utilizar uma *proxy* para a sua determinação.

Existem várias alternativas para estimar este rácio ótimo de endividamento, sendo que no presente trabalho foi utilizada uma média móvel histórica do rácio de endividamento dos últimos 5 anos:

$$D_{it}^* = \frac{\sum_{j=t-5}^{j=t-1} \left(\frac{\text{Endividamento de MLP}_i}{\text{Total do ativo}_i} \right)_j}{5}$$

Também neste caso é apresentada uma das alternativas utilizadas para estimar o rácio de endividamento ótimo, sendo este processo repetido tendo em conta as diferentes *proxies* de determinação da alavancagem das empresas descritas anteriormente (para maior detalhe consultar o apêndice 2).

Com a regressão apresentada na equação (1) pretende-se verificar se b_{TA} é superior a zero, o que evidência um ajuste em direção ao *target*. Se b_{TA} for inferior a 1 isso indicará a existência de custos de ajustamento.

Note-se que se não existissem custos de ajustamento (como é o caso dos custos de transação), as empresas que se desviassem, por algum motivo, do seu nível ótimo de endividamento, iriam ajustar imediatamente o seu endividamento de forma a atingir o dito *target* (Myers, 1984). Contudo, a existência de custos de ajustamento pode fazer com que as empresas não consigam responder prontamente a este ajuste e tenham de se mover progressivamente em direção ao *target*.

3.1.2 Hipóteses de pesquisa

Nesta teoria pretende-se testar a seguinte hipótese geral:

- **H₁:** na estrutura de capitais das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro predomina a teoria do *trade-off*, o que significa que estas empresas procuram atingir um nível ótimo de endividamento.

As hipóteses específicas a validar são:

- **H_{1.1}:** as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro efetuam ajustamentos aos seus níveis de endividamento de forma a alcançar o *target*. Para a verificação desta hipótese o coeficiente da regressão (b_{TA}) tem de ser superior a zero (Shyam-Sunder & Myers, 1999).
- **H_{1.2}:** as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro enfrentam custos de ajustamento positivos. Esta situação verifica-se quando o coeficiente da regressão (b_{TA}) é inferior a 1 (Shyam-Sunder & Myers, 1999).

3.2 Teoria da *pecking order*

Com o teste da teoria da *pecking order* pretende-se analisar empiricamente se a variação do endividamento de uma empresa é resultado do seu défice de fundos. Neste sentido, de seguida serão apresentados o modelo e as variáveis utilizadas, bem como as hipóteses de pesquisa.

3.2.1 Modelo e variáveis

Como já foi mencionado, o modelo para testar a teoria da *pecking order* será dado pelo défice de fundos da empresa. Para Shyam-Sunder & Myers (1999), a estimação deste défice de fundos é obtida pela seguinte expressão:

$$DEF_{it} = DIV_{it} + X_{it} + \Delta W_{it} + R_{it} - C_{it} \quad (2)$$

Onde DEF_{it} é o défice de fundos da empresa, DIV_{it} são os pagamentos de dividendos, X_{it} são as despesas de capital, ΔW_{it} é a variação do fundo de maneo, R_{it} é a proporção atual do endividamento de MLP¹¹ e C_{it} é o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos.

Porém, para Frank & Goyal (2003), a determinação do défice de fundos da empresa (DEF_{it}) não deverá ter em consideração a proporção atual do endividamento de MLP (R_{it}). Senão vejamos, contabilisticamente, se já estamos a considerar a variação do fundo de maneo, então a proporção atual do endividamento de MLP já estará a ser incluída indiretamente no défice de fundos, não necessitando de ser acrescentada como uma variável independente à expressão do DEF_{it} . De acordo com Frank & Goyal (2003), esta variável não pertence ao défice de fundos da empresa, quer por uma razão contabilística, quer pelo teste empírico realizado.

Assim, para Frank & Goyal (2003) o défice de fundos da empresa será dado por:

$$DEF_{it} = DIV_{it} + I_{it} + \Delta W_{it} - C_{it} \quad (3)$$

De notar que em Shyam-Sunder & Myers (1999), as despesas de capital eram representadas por X_{it} e em Frank & Goyal (2003) são por I_{it} .

Após a estimação do défice de fundos (DEF_{it}), é possível testar a teoria da *pecking order* a partir da seguinte regressão:

¹¹ Corresponde à proporção de endividamento de MLP que é paga no momento t.

$$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it} \quad (4)$$

A variável dependente (ΔD_{it}) é a variação do endividamento e b_{PO} é o coeficiente *pecking order*.

A fórmula de cálculo utilizada (com a *proxy* do total do ativo) para determinar a variável dependente é a seguinte:

$$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it} - \text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Total do ativo}_{it}}$$

Tal como sucedido na teoria do *trade-off*, também na *pecking order* são utilizadas diferentes formas de escalar a variação do endividamento, nomeadamente, pelo total do ativo, pelo *net assets*, pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP e pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP (consultar apêndice 3).

À semelhança do que é apresentado em Shyam-Sunder & Myers (1999), também se considera como variável dependente a variação do rácio de endividamento, para além da variação do endividamento.

A variável independente é o défice de fundos (DEF_{it}), sendo também escalada conforme evidenciado na descrição da variável dependente (consultar apêndice 3).

De acordo com o que é defendido pela teoria da *pecking order*, se existir um défice de fundos então o mesmo será financiado através de endividamento, pois o capital não é usado, a não ser como último recurso. Assim, cada unidade de défice de fundos da empresa deverá ser acompanhada por uma unidade adicional de endividamento. Neste sentido, as hipóteses a testar no modelo da *pecking order* são se $a=0$ e se $b_{PO}=1$.

Se observarmos as equações (3) e (4), podemos verificar que é possível estimar a última de uma forma desagregada, conforme descrito em Frank & Goyal (2003), em que:

$$\Delta D_{it} = a + b_{DIV} DIV_{it} + b_I I_{it} + b_W \Delta W_{it} - b_C C_{it} + e_{it} \quad (5)$$

De acordo com a teoria da *pecking order*, os coeficientes das variáveis independentes b_{DIV} , b_I , b_W e b_C deverão ser iguais a 1.

Através da equação (5) é possível testar empiricamente se o modelo da *pecking order* proposto por Shyam-Sunder & Myers (1999), em que na determinação do défice

de fundos se considera a proporção atual do endividamento de MLP (R_{it}) faz sentido à luz desta teoria. Para o efeito, basta adicionar à equação anterior esta variável:

$$\Delta D_{it} = a + b_{DIV} DIV_{it} + b_I I_{it} + b_W \Delta W_{it} + b_R R_{it} - b_C C_{it} + e_{it} \quad (6)$$

Para que esta variável seja válida para a determinação do défice de fundos da empresa terá de apresentar um coeficiente com sinal positivo e com um valor de 1.

3.2.2 Hipóteses de pesquisa

Nesta teoria irá ser testada a seguinte hipótese geral:

- **H₂:** na estrutura de capitais das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro predomina a teoria da *pecking order*, ou seja, estas empresas seguem uma hierarquia na seleção das fontes de financiamento, dando primazia aos fundos internos (autofinanciamento), e só quando é estritamente necessário é que recorrem a fundos externos (endividamento e emissão de capital), deixando para último recurso a emissão de capital.

A hipótese específica a testar é a seguinte:

- **H_{2.1}:** a variação do endividamento das empresas é originada pelo défice de fundos. Para se verificar esta hipótese o coeficiente (b_{PO}) terá de ser igual a 1 e a constante igual a zero (Shyam-Sunder & Myers, 1999).

3.3 Teste conjunto

Neste ponto pretende-se testar conjuntamente as duas teorias da estrutura de capitais, de forma a perceber qual é a teoria com melhor desempenho. São apresentados de seguida o modelo e as variáveis, bem como as hipóteses de pesquisa subjacentes ao teste conjunto.

3.3.1 Modelo e variáveis

Para efetuar o teste conjunto do *trade-off* e da *pecking order* serão utilizadas as equações (1) e (4) em simultâneo. Para o efeito, basta adicionar à equação (1) a componente do défice de fundos conforme abaixo evidenciado:

$$\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it} \quad (7)$$

De notar que as variáveis utilizadas neste teste foram anteriormente descritas aquando da explicação de cada modelo.

3.3.2 Hipóteses de pesquisa

No teste conjunto pretende-se testar as seguintes hipóteses (Serrasqueiro & Nunes, 2010):

- **H_{3.1}:** as teorias *trade-off* e *pecking order* não são mutuamente exclusivas. Isto verifica-se no caso dos coeficientes b_{TA} e b_{PO} serem diferentes de zero.
- **H_{3.2}:** a estrutura de capitais das empresas cotadas da zona euro segue a teoria do *trade-off*. Esta hipótese é validada no caso do coeficiente da teoria do *trade-off* (b_{TA}) ser superior ao coeficiente da teoria da *pecking order* (b_{PO}).
- **H_{3.3}:** a estrutura de capitais das empresas cotadas da zona euro segue a teoria da *pecking order*. Esta hipótese é validada no caso do coeficiente da teoria da *pecking order* (b_{PO}) ser superior ao coeficiente da teoria do *trade-off* (b_{TA}).

3.4 Consideração dos fatores convencionais de alavancagem

De acordo com Rajan & Zingales (1995), a alavancagem de uma empresa é determinada por quatro fatores, nomeadamente a tangibilidade, as oportunidades de crescimento, a dimensão e a rendibilidade. Neste sentido, e seguindo o teste efetuado em Frank & Goyal (2003), é apresentada uma análise considerando os fatores convencionais da alavancagem na explicação da variação do rácio de endividamento. Segundo estes últimos autores, a exclusão destas variáveis é uma omissão muito relevante à análise efetuada. Assim, serão apresentados o modelo e as variáveis utilizadas, bem como as hipóteses de pesquisa formuladas.

3.4.1 Modelo e variáveis

Frank & Goyal (2003) utilizam a regressão apresentada por Rajan & Zingales (1995) para a determinação da alavancagem, mas efetuam o teste em primeiras diferenças, tal como abaixo indicado:

$$\Delta D_{it} = a + b_{\text{Tang.}} \Delta \text{Tang.}_{it} + b_{\text{QTobin}} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{\ln \text{VN}} \Delta \ln(\text{VN}_{it}) + b_{\text{Rend.}} \Delta \text{Rend.}_{it} + e_{it} \quad (8)$$

Onde ΔD_{it} é a variação do rácio de endividamento, $\Delta \text{Tang.}_{it}$ é a variação da tangibilidade, $\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$ é a variação do Q de Tobin $_{it}$, $\Delta \ln(\text{VN}_{it})$ é a variação do ln (volume de negócios) e $\Delta \text{Rend.}_{it}$ é a variação da rendibilidade.

A variável dependente será a variação do rácio de endividamento de MLP, dada por:

$$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it}}{\text{Total do ativo}_{it}} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Total do ativo}_{it-1}}$$

Também neste caso, são utilizadas quatro *proxies* de determinação do rácio de endividamento (total do ativo, *net assets*, valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP e o valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP).

As variáveis independentes explicativas da alavancagem das empresas são a tangibilidade, as oportunidades de crescimento, a dimensão e a rendibilidade (Rajan & Zingales, 1995), sendo determinadas conforme evidenciado:

- **Tangibilidade**

A tangibilidade é medida através do seguinte rácio:

$$\text{Tangibilidade} = \frac{\text{Ativos tangíveis}}{\text{Total do ativo}}$$

- **Oportunidades de crescimento**

As oportunidades de crescimento são estimadas a partir do Q de Tobin, calculado da seguinte forma:

$$Q \text{ de Tobin} = \frac{\text{Total do ativo} - \text{V.C. do Capital próprio} + \text{V. M. do Capital próprio}}{\text{Total do ativo}}$$

De notar que V.C. refere-se ao valor contabilístico e V.M. ao valor de mercado.

▪ Dimensão

Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2003) utilizam como *proxy* da dimensão o $\ln(\text{volume de negócios})$, enquanto outros autores (Frank & Goyal, 2009; Serrasqueiro, Armada & Nunes, 2011) utilizam o $\ln(\text{total do ativo})$. Neste estudo são usadas as duas *proxies* para verificar se existe alguma diferença nos resultados.

▪ Rendibilidade

Em Frank & Goyal (2003), a rendibilidade é estimada através do resultado operacional (RO):

$$\text{Rendibilidade} = \frac{\text{Resultado operacional}}{\text{Total do ativo}}$$

Em Rajan & Zingales (1995), a rendibilidade é estimada através do resultado operacional antes de juros, impostos, amortizações e depreciações (ROAJAD):

$$\text{Rendibilidade} = \frac{\text{Res. Operacional antes de juros, impostos, amortizações e depreciações}}{\text{Total do ativo}}$$

À semelhança do fator dimensão, também para a rendibilidade são usadas as duas *proxies*.

A utilização das primeiras diferenças justifica-se para a realização do teste conjunto às teorias do *trade-off* e da *pecking order*. Ora, tal como refere o estudo de Frank & Goyal (2003), a regressão de Rajan & Zingales (1995) pretende explicar o nível de endividamento das empresas, ao passo que, neste caso, se pretende explicar a variação do endividamento. Assim, para efetuar o teste conjunto, através da inclusão da variável DEF_{it} na equação 8, é necessário efetuar a regressão em primeiras diferenças.¹² Com este modelo é possível verificar o impacto da inclusão do DEF_{it} na variação da alavancagem da empresa.

Para analisar o ajuste em direção ao *target* é também incluída na regressão a variável desfasada do rácio de endividamento (D_{it-1}).

Dependendo da teoria em questão, *trade-off* ou *pecking order*, os sinais dos coeficientes de cada variável (tangibilidade, oportunidades de crescimento, dimensão e rendibilidade) podem ser diferentes, conforme descrito no capítulo da revisão da literatura.

¹² Frank & Goyal (2003) alertam que a utilização das primeiras diferenças faz com que o R^2 diminua e pode enviesar os resultados dos coeficientes das variáveis em direção a zero. Contudo, referem que este enviesamento não será forte o suficiente para alterar as conclusões sobre a validade empírica dos resultados.

3.4.2 Hipóteses de pesquisa

Nesta análise dos fatores convencionais pretende-se testar as seguintes hipóteses:

- **H_{4.1}**: as empresas com mais ativos tangíveis recorrem mais ao endividamento (teoria do *trade-off*).
- **H_{4.2}**: as empresas com mais ativos tangíveis recorrem menos ao endividamento (teoria da *pecking order*).
- **H_{4.3}**: as empresas com mais oportunidades de crescimento recorrem menos ao endividamento (teoria do *trade-off*).
- **H_{4.4}**: as empresas com mais oportunidades de crescimento recorrem mais ao endividamento (visão restrita da teoria da *pecking order*), ou menos (visão mais complexa da teoria da *pecking order*).
- **H_{4.5}**: as empresas de maior dimensão recorrem mais ao endividamento (teoria do *trade-off*).
- **H_{4.6}**: as empresas de maior dimensão recorrem menos ao endividamento (teoria da *pecking order*).
- **H_{4.7}**: as empresas com mais rendibilidade recorrem mais ao endividamento (teoria do *trade-off*).
- **H_{4.8}**: as empresas com mais rendibilidade recorrem menos ao endividamento (teoria da *pecking order*).

3.5 Procedimentos estatísticos

3.5.1 Os modelos de dados em painel

Ao efetuar um estudo empírico os dados podem ser caracterizados como séries temporais, *cross section*, ou dados em painel (Gujarati & Porter, 2009). Nas séries temporais observa-se uma ou mais variáveis ao longo do tempo (endividamento de MLP desde o ano 2000 até 2010), por sua vez, num estudo *cross section* recolhe-se informação das variáveis para uma determinada unidade no mesmo período (endividamento de MLP das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro no ano 2000). Nos dados em painel a mesma unidade (empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro) é estudada ao longo do tempo (de 2000 a 2010), recolhendo-se as informações sobre as variáveis para esse período e para essas unidades. Como se pode verificar, os dados em painel englobam as duas dimensões, a *cross section* e a temporal.

Quanto aos métodos de estimação dos dados em painel, destacam-se o método *pooled*, o método dos efeitos fixos e o método dos efeitos aleatórios.

De acordo com Johnston & Dinardo (1997), no modelo *pooled* não se tem em consideração a estrutura de painel dos dados, pelo que este é o método mais simplista de estimação. Neste caso, utiliza-se o método dos mínimos quadrados ordinários, usualmente designado por OLS, onde:

$$y = X\beta + \varepsilon$$

Este método está assente no pressuposto que $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$, ou seja, inexistência de correlação serial para cada empresa e homocedasticidade dos erros para as empresas e tempo. Partindo da seguinte regressão $y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$, importa analisar a estrutura do termo de erro, normalmente representado por:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$$

Onde α_i é o efeito individual (não observável) específico de cada empresa e η_{it} captura a perturbação remanescente. De notar que a componente α_i é constante ao longo do tempo e tem em conta os efeitos específicos de cada empresa que não estão considerados na regressão, ao passo que η_{it} varia com o tempo e com as empresas e engloba o termo de erro geral presente nas regressões.

Assim, no caso de se verificar a existência de efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa, então o método *pooled* deixa de ser o mais adequado, devendo-se optar pelo modelo de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. A diferença entre estes dois modelos reside na correlação ou não do efeito específico α_i com o regressor (X_{it}). Neste sentido, se o efeito individual α_i estiver correlacionado com X_{it} , deve-se utilizar o modelo dos efeitos fixos. Por sua vez, se o efeito individual α_i não estiver correlacionado com X_{it} , deve-se optar pelo modelo dos efeitos fixos.

3.5.2 Seleção do modelo mais adequado

Para determinar qual o modelo mais adequado (*pooled*, efeitos fixos ou efeitos aleatórios), é necessário efetuar um conjunto de testes estatísticos, pelo que o procedimento utilizado no âmbito do presente trabalho é seguidamente apresentado.

- **Teste dos efeitos fixos:** O teste F permitirá optar entre o modelo *pooled* ou o de efeitos fixos, uma vez que é um teste à significância conjunta às *dummies* do modelo de efeitos fixos. Este teste (teste de Chow) é determinado da seguinte forma (Baltagi, 2008):

$$F_0 = \frac{\frac{(RRSS - URSS)}{(N-1)}}{\frac{URSS}{(NT - N - K)}} \sim F_{N-1, N(T-1)-K}$$

Onde RRSS é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito (*pooled*), URSS é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo não restrito (efeitos fixos), N é o número de empresas, T é o número de períodos e K o número de variáveis.

Para o caso em estudo, as hipóteses a testar são $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0$, ou seja, os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa não são significativos, contra H_1 : os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa são significativos. A rejeição da hipótese nula leva a concluir que o modelo *pooled* não é o mais adequado, devendo optar-se pelo modelo dos efeitos fixos.

- **Teste dos efeitos aleatórios:** O teste multiplicador de lagrange de Breusch-Pagan (1980) permitirá optar entre o modelo *pooled* ou o de efeitos aleatórios. Este teste é efetuado conforme indicado (Greene, 2012):

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

As hipóteses a testar são $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$, isto é, os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa não são relevantes, contra H_1 : os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa são relevantes. A rejeição da hipótese nula leva a concluir que o modelo *pooled* não é o mais adequado, devendo optar-se pelo modelo dos efeitos aleatórios.

- **Teste dos efeitos fixos versus aleatórios:** Sabendo que os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa são relevantes, e dado que o modelo *pooled* não é o mais adequado, é necessário determinar se se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos ou pelo modelo dos efeitos aleatórios. Para esse efeito, realiza-se o teste de Hausman (1978) seguidamente apresentado (Wooldridge, 2002):

$$H = (\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE})' \left[\widehat{A \text{ var}(\hat{\delta}_{FE})} - \widehat{A \text{ var}(\hat{\delta}_{RE})} \right]^{-1} (\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE})$$

Onde $\hat{\delta}_{FE}$ é o vetor dos estimadores dos coeficientes de efeitos fixos, $\hat{\delta}_{RE}$ é o vetor dos estimadores dos coeficientes de efeitos aleatórios, $A \text{ var}(\hat{\delta}_{FE})$ é a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores $\hat{\delta}_{FE}$ e $A \text{ var}(\hat{\delta}_{RE})$ é a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores $\hat{\delta}_{RE}$.

A hipótese nula é que os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) específicos de cada empresa estão correlacionados com as variáveis independentes. A aceitação da hipótese nula leva à escolha do modelo dos efeitos aleatórios, sendo que a sua rejeição leva à utilização do modelo de efeitos fixos.

3.5.3 Outras considerações

Autocorrelação e heterocedasticidade

A ausência de autocorrelação e heterocedasticidade é um dos pressupostos assumidos quando se utiliza um modelo de regressão clássico. Neste sentido, deve-se validar se, de facto, os termos de erro não estão autocorrelacionados e, se estes são homocedásticos, ou seja, se os termos de erro possuem uma variância igual.

A verificação de autocorrelação e heterocedasticidade levanta problemas ao nível da validade das inferências efetuadas. Neste sentido, importa testar a sua presença, para que, no caso de se verificar, se possa proceder à respetiva correção.¹³

O teste da autocorrelação é efetuado através do teste de Wooldridge (2002), onde a hipótese nula é que não existe autocorrelação de primeira ordem, contra a hipótese

¹³ A heterocedasticidade foi corrigida através da opção *robust* do STATA, sendo que quando se verificou a presença quer de autocorrelação, quer de heterocedasticidade utilizou-se a opção *cluster*.

alternativa de existência de autocorrelação de primeira ordem. Quanto à heterocedasticidade utiliza-se o teste de White (1980), em que a hipótese nula subjacente é a homocedasticidade nos termos de erro, contra a hipótese alternativa da existência de heterocedasticidade.

Tratamento dos *outliers*

Tal como é referido no estudo de Frank & Goyal (2008), as bases de dados podem conter erros de informação. Por exemplo, existem variáveis que por definição não podem ser negativas, mas por vezes podem ser mal codificadas pela base de dados e aparecer com valores negativos, pelo que o valor de alguns dados podem ser de tal magnitude que levam a questionar a sua fiabilidade. Existem estudos que ignoram o tratamento dos *outliers*, sendo que Frank & Goyal (2008) alertam que tal consideração pode levar à obtenção de conclusões erradas. Assim, torna-se importante tratar os *outliers* da amostra. Existem inúmeros métodos relativos ao tratamento dos *outliers*, sendo que os estudos mais recentes utilizam a *winsorization*, que consiste na substituição dos valores mais extremos das caudas da distribuição. Considerando a *winsorization* a 1% bilateral, os valores da distribuição inferiores a 1% e superiores a 99% são substituídos pelas observações extremas. No presente estudo seguiu-se este método de tratamento dos *outliers*, considerando a *winsorization* a 1% bilateral, sendo este processo aplicado a todas as variáveis utilizadas.

***Dummies* por ano**

Neste trabalho os modelos apresentados para testar as teorias do *trade-off* e da *pecking order* são efetuados considerando em todos os casos *dummies* temporais. Este procedimento permite captar eventuais alterações macroeconómicas que influenciam as empresas.

4 Descrição dos dados

Este capítulo inicia-se com uma descrição da recolha da informação necessária para efetuar o presente estudo, seguindo-se uma caracterização da amostra, sendo também apresentadas as estatísticas descritivas e a análise de correlação das respetivas variáveis.

4.1 Definição da amostra

Para a realização do presente estudo foi necessário recolher informação contabilística e financeira das empresas cotadas em bolsa pertencentes aos 17 países da zona euro¹⁴. Para o efeito recorreu-se à base de dados *Datastream – Worldscope* disponibilizada pela Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho.

Da amostra selecionada para investigação foram excluídas as empresas financeiras e de *utilities*, devido às especificidades que caracterizam as demonstrações financeiras deste tipo de empresas, bem como as empresas cujo setor não estava classificado. Também foram excluídas todas as empresas que não reuniam os dados necessários no que respeita às variáveis utilizadas em cada modelo. Após esta filtragem dos 12,119 títulos iniciais obteve-se uma amostra final de 2,842 empresas¹⁵. De notar que o período que é objeto de estudo é entre o ano 2000 e 2010.

Os dados foram retirados todos na mesma moeda (euro), sendo deflacionados tendo em conta o HICP (*harmonized indices of consumer prices*) da zona euro¹⁶. Desta forma, toda a análise é efetuada a preços constantes, procedimento corrente na literatura financeira.

Como pode ser observado na tabela 2, este estudo tem por base um painel não balanceado, de forma a contemplar todas as empresas da década em análise, e não apenas as que sobreviveram. Esta opção permite evitar o enviesamento da amostra que seria causado pelo denominado *survivorship bias*, tal como referido em Serrasqueiro *et al.* (2011).

¹⁴ Foram considerados os 17 países que pertenciam à zona euro em 2011, nomeadamente: Alemanha, Áustria, Bélgica, Chipre, Eslováquia, Eslovénia, Espanha, Estónia, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Itália, Irlanda, Luxemburgo, Malta e Portugal. Informação consultada em http://ec.europa.eu/economy_finance/euro/index_pt.htm, no dia 14-10-2011.

¹⁵ Neste caso, a *proxy* utilizada é o total do ativo, para as outras *proxies* o número de empresas muda devido à disponibilidade da informação dessas variáveis.

¹⁶ Informação consultada em http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=122.ICP.M.U2.N.000000.4.INX, no dia 25-01-2012.

Tabela 2 – Descrição do número de empresas por permanência na amostra

Esta tabela demonstra o número de empresas que permaneceram durante todo o período em estudo (2000-2010), que surgiram entre esse período (200X-2010), que desapareceram (2000-200X) e ainda as que surgiram e desapareceram (200X-200X).

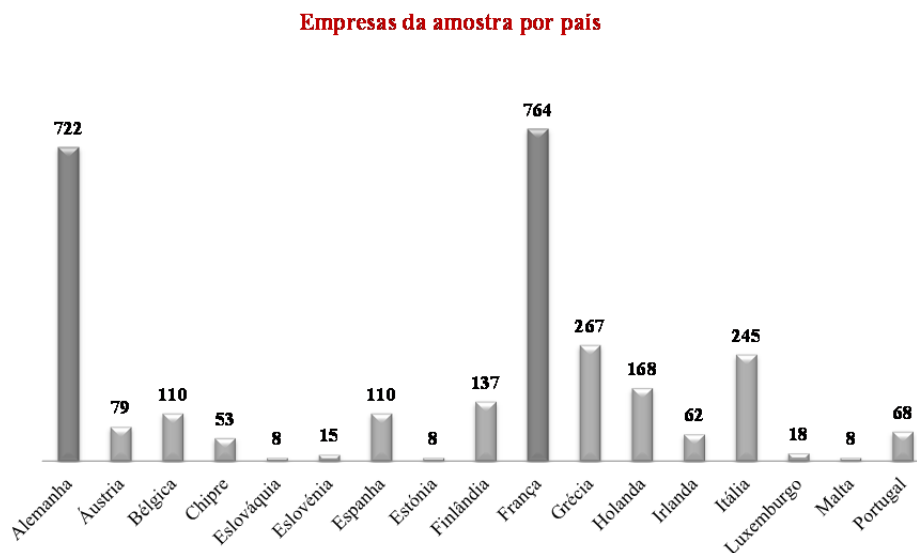
Tipologia das empresas entre 2000-2010:	Número
Empresas que permaneceram	1,019
Empresas que surgiram	688
Empresas que desapareceram	886
Empresas que surgiram e desapareceram	249
Total da amostra	2,842

De notar que ao considerar todas as empresas na amostra isso irá aumentar substancialmente o número de empresas e observações do estudo. Considerando uma amostra balanceada (sem falhas de informação), o número de empresas desce para as 487, muito inferior às 2,842 empresas que são alvo do presente estudo.

Quanto às características da amostra, podemos verificar através da figura 2 que 52% da mesma é composta por empresas da França (764 empresas correspondendo a 27% da amostra) e da Alemanha (722 empresas correspondendo a 25% da amostra), tendo os restantes países uma menor representatividade.

Figura 2 – Empresas da amostra por país

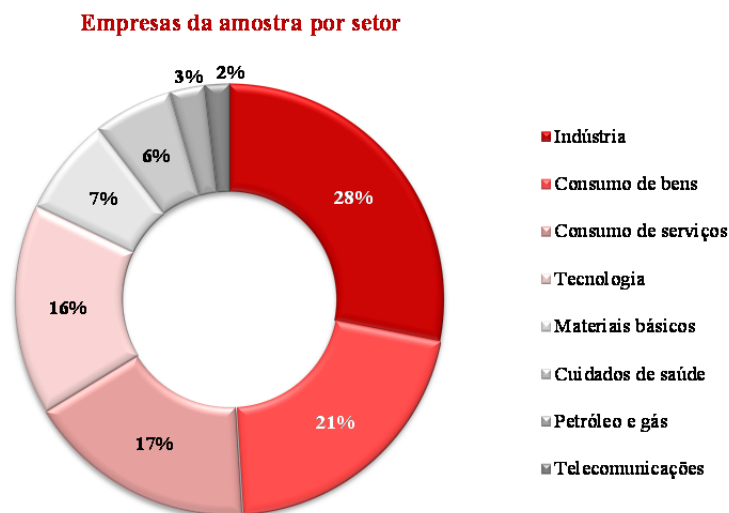
Este gráfico permite verificar como se decompõe a amostra de 2,842 empresas por país.



Da mesma forma, e tendo em conta a informação sobre o setor de atividade, é possível observar, na figura 3, que 66% da amostra se insere no setor da indústria (28%), do consumo de bens (21%) e do consumo de serviços (17%), tendo os restantes setores um menor peso.

Figura 3 – Empresas da amostra por setor de atividade

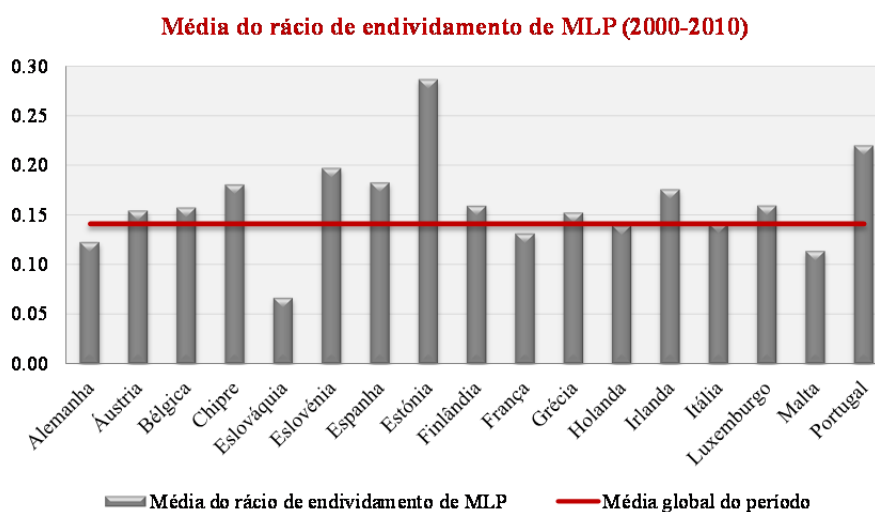
Este gráfico descreve a repartição da amostra por setor de atividade das empresas.



Tendo em conta o rácio de endividamento de MLP (figura 4) e efetuando uma análise ao período em estudo (desde 2000 até 2010), em termos médios, verifica-se que o rácio de endividamento se situou nos 14%.

Figura 4 – Média do rácio de endividamento de MLP

Este gráfico demonstra a média do rácio de endividamento de MLP para o período em análise (2000-2010) por país, sendo também apresentada a respetiva média global do período. O rácio de endividamento foi determinado através da divisão do endividamento de MLP pelo total do ativo

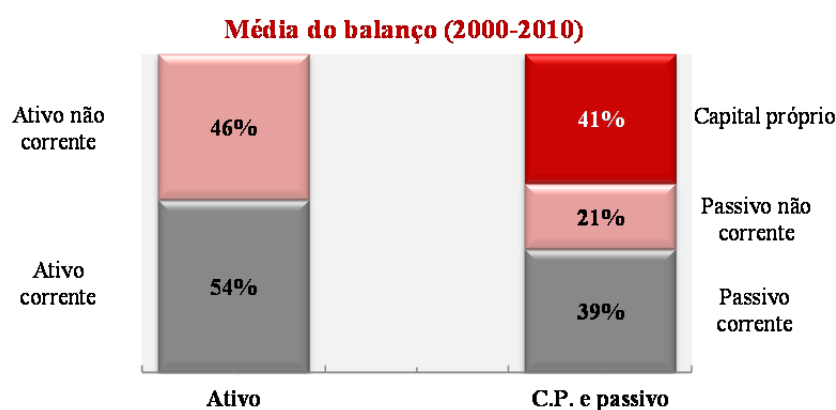


De destacar que a Estónia e Portugal são os países que apresentam uma média mais elevada comparativamente aos restantes, de 29% e 22%, respetivamente.

Ao analisar a média do balanço da amostra para o período entre 2000 e 2010 (figura 5), constata-se que 41% dos ativos destas empresas são financiados através de capitais próprios, 21% por passivo não corrente e 39% por passivo corrente.

Figura 5 – Média do balanço da amostra

O gráfico demonstra a média do balanço da amostra para o período 2000-2010, tendo em conta as principais rubricas de agregação do ativo (não corrente e corrente) e do capital próprio e passivo (não corrente e corrente).



Através da tabela 3 pode-se confirmar que o peso do capital próprio veio a aumentar no período em análise, de 37% em 2000, para os 43% em 2010. Esta tendência de crescimento verifica-se em todos os anos com exceção do ano 2008, onde se regista uma descida do peso do capital próprio. O passivo não corrente apresenta uma descida ao longo do período em análise, sendo que a partir do ano 2007 se observa uma manutenção do seu peso, situando-se nos 20%.

Tabela 3 – Média do balanço da amostra por ano

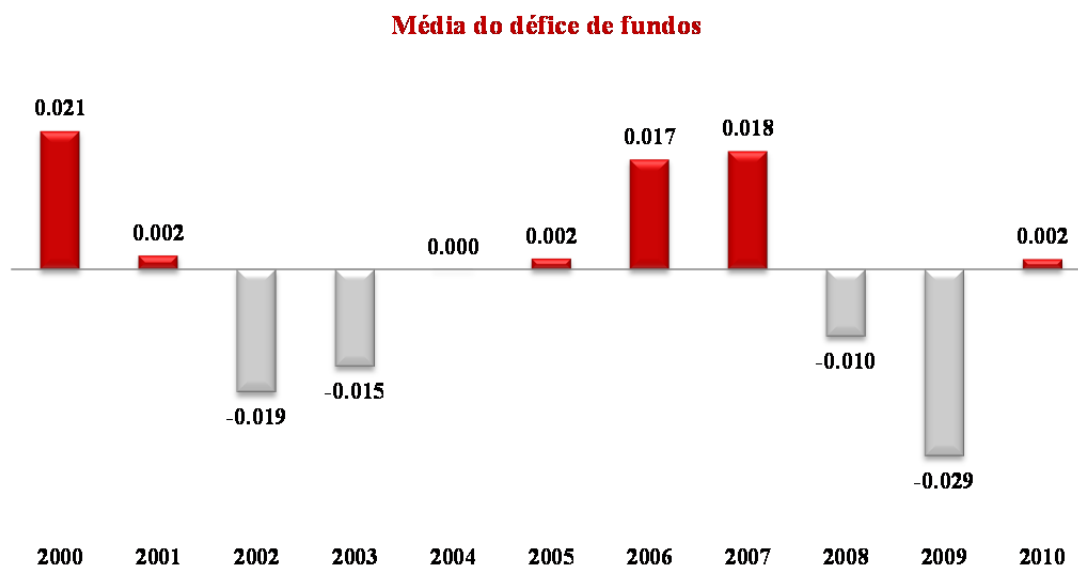
A tabela apresenta a média do balanço da amostra para cada ano em estudo, sendo que os valores encontram-se escalados pelo total do ativo.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Ativo											
Ativo não corrente	0.45	0.45	0.44	0.44	0.43	0.45	0.46	0.46	0.47	0.49	0.49
Ativo corrente	0.55	0.55	0.56	0.56	0.57	0.55	0.54	0.54	0.53	0.51	0.51
Total do ativo	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Capital próprio e passivo											
Capital próprio	0.37	0.38	0.38	0.39	0.40	0.42	0.42	0.43	0.41	0.42	0.43
Passivo											
Passivo não corrente	0.25	0.23	0.22	0.21	0.20	0.19	0.19	0.20	0.20	0.20	0.20
Passivo corrente	0.39	0.39	0.40	0.40	0.40	0.39	0.39	0.38	0.39	0.38	0.37
Total do passivo	0.63	0.62	0.62	0.61	0.60	0.58	0.58	0.57	0.59	0.58	0.57
Total do C.P. e passivo	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Em termos médios, verifica-se para a década em análise que o défice de fundos das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro (figura 6) oscilou entre os -0.029, o que significa um *superavit* de fundos (em 2009) e os 0.021 (em 2000), o que indica uma necessidade de fundos.

Figura 6 – Média do défice de fundos por ano

O gráfico demonstra a média do défice de fundos das empresas da amostra por cada ano em análise. O défice de fundos encontra-se escalado pelo total do ativo.

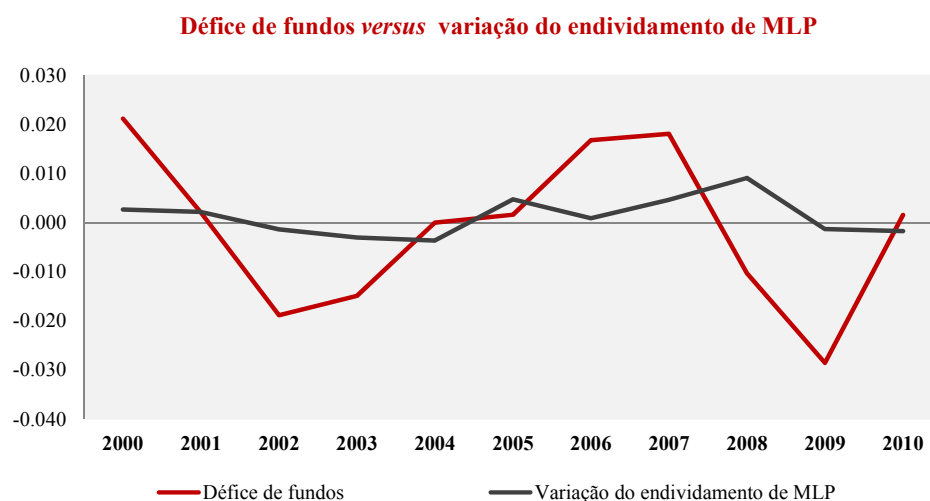


Pela teoria da *pecking order*, as empresas quando registam um *superavit* de fundos não irão recorrer a fundos externos, dada a preferência pela utilização dos recursos internos para o financiamento da sua atividade. Pela teoria do *trade-off*, o que comanda o recurso ao endividamento é a procura do nível ótimo, pelo que, mesmo em períodos em que se registre um *superavit* de fundos, as empresas podem querer recorrer na mesma a financiamento externo, de forma a tirar partido das deduções fiscais subjacentes ao endividamento.

Através da figura 7, pode-se verificar que o défice de fundos não é a única razão que explica o endividamento das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. Esta situação é especialmente notória em períodos em que existe um *superavit* de fundos (como no ano 2008) e se observa um aumento do endividamento. Contudo, existem períodos em que o défice de fundos acompanha o endividamento, como é o caso do ano 2001, em que o défice de fundos se situou nos 0.002 e a variação do endividamento de MLP também foi de 0.002.

Figura 7 – Comparação entre o défice de fundos e a variação do endividamento de MLP

Este gráfico demonstra a evolução do défice de fundos da amostra e a variação do endividamento de MLP. Os valores encontram-se escalados pelo total do ativo.



Segue-se a análise das estatísticas descritivas e da correlação entre as variáveis.

4.2 Estatísticas descritivas

A tabela 4 contém as principais estatísticas descritivas da amostra.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas

A tabela contém as estatísticas descritivas relativas à amostra de 2,842 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro para o período 2000-2010, com a média como medida de localização e o desvio-padrão como medida de dispersão, sendo também apresentado o valor máximo e mínimo os quais permitem ter uma noção sobre o intervalo de variação dos dados. As variáveis apresentadas encontram-se escaladas pelo total do ativo.

Variáveis	Sigla	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Trade-off:						
Variação do rácio de endividamento de MLP	ΔD_{it}	17,559	0.003	0.074	-0.242	0.303
Target do rácio de endividamento de MLP	D_{it}^*	17,559	0.132	0.118	0.000	0.536
Pecking order:						
Variação do endividamento de MLP	ΔD_{it}	17,559	0.002	0.081	-0.310	0.305
Défice de fundos	DEF_{it}	17,559	-0.002	0.154	-0.474	0.649
Dividendos	Div_{it}	17,559	0.015	0.026	0.000	0.163
Despesas de capital	I_{it}	17,559	0.047	0.046	0.000	0.259
Variação do fundo de maneio	ΔW_{it}	17,559	-0.007	0.133	-0.536	0.452
F.C.Operacional depois juros e impostos	C_{it}	17,559	0.060	0.105	-0.384	0.340
Fatores convencionais:						
Variação do rácio de endividamento	ΔD_{it}	20,617	0.005	0.074	-0.230	0.311
Variação da tangibilidade	$\Delta Tang_{it}$	20,617	0.001	0.050	-0.188	0.192
Variação do Q de Tobin	$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	20,617	-0.121	0.751	-4.489	1.863
Variação do $\ln(\text{volume de negócios})$	$\Delta \ln(VN_{it})$	20,617	0.030	0.274	-1.016	1.057
Variação do $\ln(\text{total do ativo})$	$\Delta \ln(TA_{it})$	20,617	0.025	0.246	-0.776	1.000
Variação da rentabilidade	$\Delta ROAJAD_{it}$	20,617	-0.006	0.118	-0.522	0.479
Variação da rentabilidade	ΔRO_{it}	20,550	-0.005	0.094	-0.415	0.383

No que respeita às variáveis do modelo da teoria do *trade-off*, verifica-se que o rácio de endividamento de MLP apresentou uma pequena variação em termos médios, na ordem dos 0.3%. Quanto ao nível ótimo de endividamento (*target* de endividamento de MLP) este situou-se nos 13.2%, sendo que o intervalo de dados para esta variável esteve entre 0 e os 53.6%. Neste sentido, podemos verificar que existem empresas para as quais o seu *target* de endividamento de MLP é de zero, enquanto outras apresentam um endividamento de MLP ótimo superior a metade do total do ativo.

No que concerne às variáveis da teoria *pecking order*, verifica-se que em média o défice de fundos se situou nos -0.002, significando um *superavit* de fundos no período em análise. Apesar de existir um *superavit* de fundos, verifica-se em termos médios uma variação positiva, e na mesma proporção, do rácio de endividamento de MLP (0.2%).

Ao nível das variáveis que compõem o défice de fundos, pode-se constatar que, em termos médios, os dividendos têm um valor de 0.015, as despesas de capital de 0.047, a variação do fundo de maneo foi negativa embora com um peso muito pequeno (-0.007) e o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos apresentou um valor médio positivo na ordem dos 0.06.

Relativamente às variáveis do modelo em que são considerados os fatores convencionais de alavancagem, constata-se que as variáveis variação do $\ln(VN)$ e variação do $\ln(TA)$ são as que têm um valor médio superior, comparativamente às restantes. A variação do Q de Tobin e a variação da rendibilidade apresentaram valores médios negativos.

Quanto à dispersão dos dados, verifica-se que a variação do Q de Tobin é a variável que apresenta um desvio-padrão mais elevado. Constata-se também que existe uma considerável amplitude de variação entre os valores mínimos e máximos, para a maioria das variáveis.

4.3 Análise de correlação

Neste subcapítulo apresenta-se a análise de correlação entre as diversas variáveis utilizadas no presente estudo, através da matriz de correlação de *Pearson* (*pairwise Pearson correlation coefficients*).

Na tabela 5 é possível observar a relação entre as variáveis utilizadas no modelo de teste da teoria do *trade-off*. Neste caso, verifica-se uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1%, entre a variação do rácio de endividamento de MLP e o ajuste em direção ao *target* de 0.2126.

Tabela 5 – Análise de correlação do modelo *trade-off*

Onde ΔD_{it} é a variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo total do ativo. A variável independente ($D_{it}^* - D_{it-1}$) representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP, estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t-1*. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variáveis	ΔD_{it}	$(D_{it}^* - D_{it-1})$
ΔD_{it}	1	
$(D_{it}^* - D_{it-1})$	0.2126***	1

Na tabela 6 está representada a relação entre as variáveis utilizadas no modelo de teste da teoria da *pecking order*. Como se pode verificar, existe uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1%, entre a variação do endividamento de MLP e o défice de fundos de 0.3366.

Tabela 6 – Análise de correlação do modelo *pecking order*

Onde ΔD_{it} é a variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* e DEF_{it} é o défice de fundos da empresa *i* no momento *t*, que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variáveis	ΔD_{it}	DEF_{it}
ΔD_{it}	1	
DEF_{it}	0.3366***	1

De seguida, é apresentada na tabela 7 a análise de correlação entre as variáveis que são utilizadas no modelo *pecking order*, considerando a desagregação das variáveis que compõem o défice de fundos.

Tabela 7 – Análise de correlação do modelo *pecking order* desagregado

Onde ΔD_{it} é a variação do endividamento de MLP da empresa i no momento t , DIV_{it} são os dividendos, I_{it} são as despesas de capital, ΔW_{it} é a variação do fundo de maneo e C_{it} é o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variáveis	ΔD_{it}	DIV_{it}	I_{it}	ΔW_{it}	C_{it}
ΔD_{it}	1				
DIV_{it}	0.0219***	1			
I_{it}	0.1101***	0.0671***	1		
ΔW_{it}	0.2981***	-0.0185***	-0.0470***	1	
C_{it}	-0.0496***	0.3278***	0.2081***	0.1489***	1

Como se pode observar, todas as relações entre as variáveis são estatisticamente significativas a 1%. A variação do fundo de maneo (0.2981) e as despesas de capital (0.1101) são as variáveis que apresentam uma maior magnitude de correlação com a variação do endividamento de MLP. Os dividendos, as despesas de capital e a variação do fundo de maneo apresentam uma relação positiva com a variação do endividamento, ao passo que o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos tem uma relação negativa.

De destacar ainda a relação positiva entre as despesas de capital e os dividendos, entre os dividendos e o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos, entre as despesas de capital e o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos, e entre este último e a variação do fundo de maneo. Por outro lado, verifica-se uma relação negativa entre a variação do fundo de maneo e os dividendos e entre a variação do fundo de maneo e as despesas de capital.

A tabela 8 apresenta a análise de correlação relativa ao modelo dos fatores convencionais de alavancagem.

Tabela 8 – Análise de correlação do modelo dos fatores convencionais de alavancagem

Onde ΔD_{it} é a variação do rácio de endividamento de MLP da empresa i no momento t , Tang. é a tangibilidade, definida como o rácio entre os ativos tangíveis e o total do ativo; Q de Tobin mede as oportunidades de crescimento e é obtido através do total do ativo subtraindo o valor contabilístico do capital próprio e somando o valor de mercado do capital próprio, dividido pelo total do ativo; $\ln(VN)$ é a *proxy* para medir a dimensão e é dado pelo logaritmo natural do volume de negócios e Rend. é a rentabilidade medida através da divisão do resultado operacional pelo total do ativo. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variáveis	ΔD_{it}	$\Delta Tang_{it}$	$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	$\Delta \ln(VN)_{it}$	ΔRO_{it}
ΔD_{it}	1				
$\Delta Tang_{it}$	0.1144***	1			
$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	-0.0246***	-0.0200***	1		
$\Delta \ln(VN)_{it}$	0.0155**	-0.0264***	-0.1479***	1	
ΔRO_{it}	-0.0769***	-0.1167***	0.1103***	0.2069***	1

Todas as relações entre as variáveis são estatisticamente significativas a 1%, com exceção da correlação entre a variação do rácio de endividamento e a variação do $\ln(VN)$, que é estatisticamente significativa a 5%. De destacar que a variação da tangibilidade é a variável que apresenta uma maior correlação com a variação do rácio de endividamento (0.1144), seguida da variação da rentabilidade (-0.0769). Verifica-se uma relação positiva entre a variação do rácio de endividamento e a tangibilidade (0.1144) e entre a variação do rácio de endividamento e a dimensão (0.0155). Por outro lado, observa-se uma relação negativa entre a variação do rácio de endividamento e as oportunidades de crescimento (-0.0246) e entre a variação do rácio de endividamento e a rentabilidade (-0.0769).

Constata-se ainda uma relação negativa, estatisticamente significativa a 1%, entre a tangibilidade e as oportunidades de crescimento, entre a tangibilidade e a dimensão, entre a tangibilidade e a rentabilidade, e entre as oportunidades de crescimento e a dimensão. Por outro lado, constata-se uma relação positiva, estatisticamente significativa a 1%, entre as oportunidades de crescimento e a rentabilidade e entre a dimensão e a rentabilidade.

5 Resultados empíricos

Após a apresentação da metodologia e dos dados utilizados no presente trabalho, segue-se a exposição dos resultados empíricos obtidos.

De lembrar que este estudo engloba diferentes análises, sendo adotadas quatro formas distintas de estimar o rácio de endividamento (sobre o total do ativo, o *net assets*, o valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP e o valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP). Para além disso, a análise empírica de base considera um painel de dados não balanceado, sendo posteriormente também realizada a análise considerando-se uma amostra balanceada para verificar eventuais diferenças nas conclusões deste estudo.

Neste sentido, serão inicialmente apresentados os resultados para cada teoria da estrutura de capitais, começando-se pela teoria do *trade-off* seguida pela teoria da *pecking order*. Numa fase posterior, serão demonstrados os resultados do teste conjunto às duas teorias. Finaliza-se este capítulo com a análise dos resultados obtidos considerando os fatores convencionais de alavancagem.

5.1 Teoria do *trade-off*

Na teoria do *trade-off* pretende-se verificar se a variação do rácio de endividamento da empresa é consequência de desvios do atual nível de endividamento face ao *target*. Neste caso, se o coeficiente da regressão (b_{TA}) for superior a zero, isso vai indicar um ajuste em direção ao *target*, por sua vez, se o coeficiente for inferior a 1, isso significará que existem custos de ajustamento que não permitem à empresa ajustar-se totalmente de um período para o outro.

A tabela 9 apresenta os resultados obtidos, considerando o rácio de endividamento como o endividamento de MLP sobre o total do ativo.

Tabela 9 – Teste à teoria do *trade-off*

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria do *trade-off*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo total do ativo. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t*-1. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. De acordo com o *trade-off*, um coeficiente b_{TA} superior a zero significa um ajuste em direção ao *target* de endividamento e um coeficiente inferior a 1 indicará a existência de custos de ajustamento. A amostra corresponde a 2,842 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.¹⁷

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.218*** (0.0126)	0.232*** (0.0127)	0.362*** (0.0149)
Constante	0.00449** (0.00207)	0.00475** (0.00208)	0.00869*** (0.00244)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	17,559	17,559	17,559
Número de empresas	2,842	2,842	2,842
R ²	0.047	0.107	0.108
Teste F			1.09***
Teste de Breusch-Pagan		43.23***	
Teste de Hausman		993.62***	

¹⁷ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.396***$, constante = 0.00561*** e $R^2 = 0.105$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.615***$, constante = 0.00674*** e $R^2 = 0.221$.

Como se pode constatar pela tabela anterior, verifica-se que o modelo do *trade-off* apresenta, para um nível de significância de 1%, uma constante muito próxima de zero, como seria expectável e um coeficiente b_{TA} de 0.362 (coluna (3) – modelo dos efeitos fixos), o que significa que as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro tendem a ajustar-se em direção ao *target* de endividamento de forma gradual e não de forma automática. O ajuste seria total, de um período para o outro, caso se verificasse um coeficiente de 1, mas não é o que acontece. Os dados apontam que se num período as empresas se desviam do seu nível ótimo de endividamento, então no período seguinte elas vão ajustar o seu nível de endividamento em cerca de 36.2% em direção ao *target*. Este resultado pode indicar a presença de custos de ajustamento que impossibilitam o ajuste total em direção ao nível ótimo de um período para o outro.

A seleção pelo modelo dos efeitos fixos resulta dos testes efetuados. Através do teste F e do teste de Breusch-Pagan (1980), para um nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese nula de que os efeitos individuais não são relevantes, o que leva a concluir que o modelo *pooled* não será o mais adequado. Pelo teste de Hausman (1978), e também para um nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese nula de que os efeitos individuais de cada empresa não estão correlacionados com as variáveis independentes, pelo que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos.

Em apêndice são apresentados os resultados considerando as três outras formas de estimação do rácio de endividamento (apêndices 4, 5 e 6). Quanto ao coeficiente do modelo, este é estatisticamente significativo a 1% para as restantes três *proxies*. Verifica-se que ao considerar o *net assets*, o valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP e o valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP, o coeficiente é similar ao obtido com o total do ativo, sendo de 0.370, 0.372 e 0.378, respetivamente¹⁸. À semelhança do que é reportado na determinação do rácio de endividamento considerando o total do ativo (tabela 9), também para as restantes *proxies* as constantes são próximas de zero.

Com estes resultados pode-se constatar que as conclusões ao teste do modelo do *trade-off* são robustas à utilização das diferentes medidas de estimação do rácio de

¹⁸ Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) verifica-se que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos (modelo apresentado na coluna (3)).

endividamento, sendo que o grau de ajustamento em direção ao *target* é relativamente lento, situando-se entre os 36.2% (tabela 9) e os 37.8% (apêndice 6).¹⁹

Os resultados de Shyam-Sunder & Myers (1999) apontam para um coeficiente de ajustamento de 0.41, valor próximo do que é obtido no presente estudo. Contudo, convém realçar que os autores estimaram o *target* de endividamento como uma média do rácio de endividamento de cada empresa considerando todo o período da amostra. Na presente dissertação optou-se por uma média móvel, dado não ser expectável que o *target* de endividamento se mantenha constante durante todo o período em estudo, conforme é chamado à atenção em Frank & Goyal (2008).

De destacar que o R^2 do modelo de teste da teoria do *trade-off* (R^2 de 0.047 – modelo *pooled*) é muito inferior ao reportado no estudo de Shyam-Sunder & Myers (1999) (R^2 de 0.25). Esta diferença pode dever-se a inúmeras razões, entre as quais: a diferença ao nível da amostra (empresas dos EUA *versus* empresas pertencentes aos países da zona euro), o diferente período temporal analisado (1971-1989 *versus* 2000-2010), a estimação do *target* de endividamento, entre outras. Mas importa ressaltar que, tal como é referido por Gujarati & Porter (2009), a análise de uma regressão não deve basear-se, por si só, no R^2 , mas sim na obtenção de coeficientes fiáveis que permitam retirar inferências estatísticas.²⁰

Outro aspeto importante de analisar é o facto do trabalho de Shyam-Sunder & Myers (1999) ser efetuado tendo por base uma amostra balanceada e, tal como estes autores referem, esta consideração pode enviesar o estudo e atuar contra a teoria do *trade-off*. Para verificar qual seria o impacto nos resultados caso o presente estudo fosse efetuado considerando uma amostra balanceada, efetuou-se o mesmo teste tendo por base um painel de dados balanceados. Os resultados deste teste encontram-se no apêndice 14²¹. Como se pode observar, a consideração de um painel de dados balanceado faz diminuir significativamente as observações do estudo, sendo que o coeficiente b_{TA} , apesar de continuar a ser estatisticamente significativo a 1%, diminui em todas as *proxies* utilizadas. A título exemplificativo, para a *proxy* total do ativo, o coeficiente b_{TA} passa de 0.218 para 0.126 por se considerar um painel de dados balanceado (comparação para os modelos *pooled*). O poder explicativo do modelo

¹⁹ Foram também efetuadas as regressões para as quatro *proxies* considerando a correção da autocorrelação de 1ª ordem. Ao corrigir a autocorrelação de 1ª ordem verifica-se para todas as *proxies* um aumento do coeficiente b_{TA} , sendo os resultados em todos os casos estatisticamente significativos a 1%.

²⁰ Os autores alertam que “*the researcher should be more concerned about the logical or theoretical relevance of the explanatory variables to the dependent variable and their statistical significance.*” (Gujarati & Porter, 2009, p.206).

²¹ De referir que pelos testes F e de Breusch-Pagan (1980) verifica-se que o modelo *pooled* é o mais adequado, sendo esse o apresentado.

também decresce, à exceção da *proxy* do valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. Assim, comprova-se que a consideração de uma amostra balanceada atua contra a teoria do *trade-off*, tal como é indicado por Shyam-Sunder & Myers (1999).

Efetuada uma comparação entre as conclusões do presente estudo e a evidência empírica europeia, verifica-se que a teoria do *trade-off* também apresenta um bom desempenho no estudo de Pascual & Palmeiro (2009). Mas, neste caso, os autores estimam o *target* de endividamento através das características específicas das empresas (valor colateral dos ativos, benefícios fiscais não decorrentes do endividamento, rentabilidade, crescimento e dimensão) e também utilizam um painel de dados não balanceado. Também Bancel & Mittoo (2004) apontam para a verificação da teoria do *trade-off*. Estes autores concluem, através dos questionários efetuados aos gestores financeiros das empresas, que estas têm em consideração as vantagens e desvantagens que estão ligadas ao endividamento para determinar a sua estrutura de capitais.

Em suma, os resultados do teste da teoria do *trade-off*, tendo em conta as quatro *proxies* utilizadas para a determinação do rácio de endividamento, apontam para a verificação das hipóteses formuladas. Comprova-se que as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro procuram atingir um nível ótimo de endividamento (aceita-se H_1), sendo que estas efetuam ajustamentos aos seus níveis de endividamento de forma a alcançar o *target* (aceita-se $H_{1.1}$). No entanto, estes ajustamentos são graduais, uma vez que o coeficiente b_{TA} é em todos os casos inferior a 1, o que evidencia que estas empresas enfrentam custos de ajustamento (aceita-se $H_{1.2}$).

5.2 Teoria da *pecking order*

Na teoria da *pecking order* pretende-se verificar se a variação do endividamento da empresa é causada pelo défice de fundos (DEF_{it}). Conforme evidenciado no capítulo da metodologia, antes de se proceder ao teste da teoria da *pecking order* é necessário verificar se a variável proporção atual do endividamento de MLP deve fazer parte do défice de fundos, conforme é sugerido por Shyam-Sunder & Myers (1999), ou não, de acordo com o que é reportado por Frank & Goyal (2003).

Neste sentido, e seguindo o teste realizado por Frank & Goyal (2003) pode-se verificar, através do apêndice 7, que ao contrário do que seria de esperar pela teoria da *pecking order*, o coeficiente da variável proporção atual do endividamento de MLP (R_{it}) aparece com sinal negativo, com um nível de significância de 1%, de - 0.063 para o modelo *pooled* e de -0.058 para o modelo de efeitos aleatórios. No modelo de efeitos fixos²² o valor não é estatisticamente significativo.

Para efeitos de comparação com o estudo de Frank & Goyal (2003) também se efetuou esta desagregação do déficit de fundos considerando a *proxy* do *net assets*. Para este caso, o coeficiente é estatisticamente significativo a 1% para os três modelos, sendo que no modelo dos efeitos aleatórios (modelo mais adequado face aos testes realizados) o coeficiente de R_{it} é de -0.119²³. Estes resultados são similares aos de Frank & Goyal (2003), onde os autores reportam um coeficiente de -0.167 para a variável proporção atual do endividamento de MLP (com um nível de significância de 1%).

Desta forma, para além da razão contabilística, dada a sua consideração na determinação da variação do fundo de maneo, verifica-se também empiricamente, através do teste do déficit de fundos desagregado, que a variável proporção atual do endividamento de MLP não deve fazer parte da estimação do DEF_{it} . Face a estes resultados, na presente dissertação não se utiliza esta variável na determinação do déficit de fundos das empresas.

Uma vez determinado o déficit de fundos é possível efetuar o teste à teoria da *pecking order*. Assim, para que se verifique esta teoria, no seu sentido restrito, o coeficiente da regressão (b_{PO}) deverá ser igual a 1.

Na tabela 10 são apresentados os resultados ao teste da teoria da *pecking order* considerando, tal como é efetuado por Shyam-Sunder & Myers (1999), a variável dependente como a variação do endividamento de MLP e como o rácio de endividamento de MLP. Neste caso, os resultados são relativos à *proxy* total do ativo.

²² Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) verifica-se que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos (modelo apresentado na coluna (3)).

²³ Optou-se por apenas reportar o valor do coeficiente, não expondo a tabela dos resultados.

Tabela 10 – Teste à teoria da *pecking order*

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria da *pecking order*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas primeiras três colunas e à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas últimas três colunas. O rácio de endividamento é definido como sendo o endividamento de MLP a dividir pelo total do ativo. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t*, que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneio subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. De acordo com o *pecking order* será expectável obter um coeficiente b_{PO} igual a 1, na medida em que cada unidade de défice de fundos irá ser financiada por uma unidade adicional de endividamento. A amostra corresponde a 2,842 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.²⁴

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do endividamento			Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variável independente:						
Défice de fundos (DEF_{it})	0.175*** (0.00689)	0.176*** (0.00839)	0.196*** (0.00926)	0.145*** (0.00728)	0.145*** (0.00728)	0.161*** (0.00834)
Constante	0.00849*** (0.00234)	0.00850*** (0.00233)	0.0125*** (0.00264)	0.000142 (0.00205)	0.000142 (0.00205)	0.00281 (0.00225)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	17,559	17,559	17,559	17,559	17,559	17,559
Número de empresas	2,842	2,842	2,842	2,842	2,842	2,842
R^2	0.119	0.135	0.136	0.094	0.102	0.102
Teste F			0.94			0.74
Teste de Breusch-Pagan		22.63***			0.0000	
Teste de Hausman		127.36***			70.91***	

²⁴ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Resultados da variável dependente – variação do rácio de endividamento: (2) coeficiente $b_{PO} = 0.146***$, constante = 0.00356*** e $R^2 = 0.098$, e (3) coeficiente $b_{PO} = 0.174***$, constante = 0.00293*** e $R^2 = 0.110$.

Como se pode observar na tabela anterior, considerando como variável dependente a variação do endividamento de MLP, para um nível de significância de 1%, a constante é próxima de zero, como é expectável pelo modelo, contudo o coeficiente b_{PO} é muito inferior a 1 (0.196 no modelo de efeitos fixos²⁵). Segundo esta teoria cada unidade de défice de fundos deveria ser acompanhada por uma unidade adicional de endividamento. Porém, o que os resultados indicam é que por cada unidade de défice de fundos as empresas aumentam apenas em 0.196 o seu endividamento. No caso de se considerar como variável dependente a variação do rácio de endividamento, o valor do coeficiente b_{PO} decresce ligeiramente (no modelo *pooled*²⁶ o b_{PO} é de 0.145). O R^2 considerando o modelo *pooled* foi de 0.119, no caso da variável dependente ser a variação do endividamento de MLP, e de 0.094 quando a variável dependente é a variação do rácio de endividamento de MLP. Assim, verifica-se que o défice de fundos não é o único elemento justificativo da variação do endividamento das empresas cotadas da zona euro, contrariando a teoria da *pecking order*. Estes resultados apontam para um fraco suporte desta teoria.

Nos apêndices 8, 9 e 10 estão divulgados os resultados relativos às três outras *proxies* utilizadas. No que concerne ao coeficiente b_{PO} , este é estatisticamente significativo a 1% para as três *proxies*, contudo o seu valor continua a ser muito inferior ao que seria de esperar ($b_{PO}=1$). Para o modelo dos efeitos fixos²⁷, considerando a variável dependente como a variação do endividamento, na *proxy net assets* o coeficiente foi de 0.166 (apêndice 8), na *proxy* valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP o coeficiente foi de 0.155 (apêndice 9) e na *proxy* valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP o coeficiente foi de 0.218 (apêndice 10). A constante é próxima de zero, apresentando valores estatisticamente significativos a 1%, à exceção da *proxy* valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP (cujo resultado é estatisticamente significativo a 10%). Considerando a variável dependente como o rácio do endividamento de MLP constata-se uma diminuição do coeficiente b_{PO} .

Conforme demonstrado para qualquer uma das quatro *proxies* utilizadas o coeficiente b_{PO} é muito inferior a 1, indicando que as empresas cotadas pertencentes aos

²⁵ Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) verifica-se que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos (modelo apresentado na coluna (3)).

²⁶ Pelos testes F e de Breusch-Pagan (1980) verifica-se que o modelo *pooled* é adequado (modelo apresentado na coluna (1)).

²⁷ Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) verifica-se que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos (modelo apresentado na coluna (3)).

países da zona euro não têm um comportamento financeiro que aponte seguir a teoria da *pecking order*.²⁸

Os resultados obtidos na presente dissertação vão de encontro aos reportados por Frank & Goyal (2003), em termos da magnitude do coeficiente b_{PO} e poder explicativo do modelo. Os resultados destes autores apontam para o período de 1971 até 1989 e, para a amostra em que são permitidas falhas na informação, um coeficiente b_{PO} de 0.267 e um R^2 de 0.159, quando a variável dependente é a emissão bruta de endividamento e, um b_{PO} de 0.147 e um R^2 de 0.055, quando a variável dependente é a variação do rácio de endividamento. Os resultados dos coeficientes e os R^2 pioram para o período de 1990 a 1998, sendo o coeficiente b_{PO} de 0.152 e o R^2 de 0.05, quando a variável dependente é a emissão bruta de endividamento e, o coeficiente b_{PO} de 0.025 e um R^2 de 0.002, quando a variável dependente é a variação do rácio de endividamento. Neste estudo, os autores referem que a teoria *pecking order* vem a perder suporte ao longo do tempo, essencialmente pelo facto de pequenas empresas passarem a ser transacionadas em bolsa. Contudo, os autores concluem que esta não é a única razão, pois mesmo para as grandes empresas também encontram evidência de uma quebra no suporte desta teoria.

Por outro lado, os resultados obtidos no teste da teoria da *pecking order* por Shyam-Sunder & Myers (1999) foram bem diferentes dos divulgados no presente estudo. Estes autores reportam um coeficiente b_{PO} de 0.85 e um R^2 de 0.86 para a variável dependente emissão bruta de endividamento, e um coeficiente b_{PO} de 0.80 e um R^2 de 0.74 para a variável dependente variação do rácio de endividamento. Em qualquer um dos casos, e apesar do coeficiente não ser 1, os resultados são mais próximos do que seria expectável pela teoria. Mais uma vez, estes autores obtêm um poder explicativo do modelo muito superior ao que é reportado no presente estudo, tendo sido já apontadas as possíveis razões justificativas desta diferença na explicação dos resultados empíricos da teoria do *trade-off* (amostra e período temporal).

Confrontando os resultados obtidos com a evidência empírica europeia, constata-se que os resultados do presente estudo são similares aos obtidos por Pascual & Palmeiro (2009). Estes autores reportam um coeficiente b_{PO} de 0.169 e um R^2 de 0.079. Estes coeficientes melhoram ligeiramente quando testam a teoria considerando uma subamostra de empresas que enfrentam mais problemas de assimetria de informação.

²⁸ Foram também efetuadas as regressões para as quatro *proxies* considerando a correção da autocorrelação de 1.ª ordem (apenas nos modelos em que existia a presença deste efeito). Ao corrigir a autocorrelação de 1ª ordem verifica-se que a magnitude do coeficiente b_{PO} praticamente não se altera, sendo os resultados em todos os casos estatisticamente significativos a 1%.

Por outro lado, os resultados encontrados por Brounen *et al.* (2006) apontam para a verificação de um comportamento de *pecking order* para a sua amostra, se bem que este não é motivado pela questão da assimetria de informação. Convém realçar que o estudo de Brounen *et al.* (2006) apenas contempla quatro países europeus (Reino Unido, Holanda, Alemanha e França), sendo que um deles não pertence à zona euro e, para além disso, utiliza uma metodologia com base na aplicação de um questionário aos gestores financeiros das empresas destes países. Estes dois aspetos, referentes à diferente amostra e principalmente à metodologia, podem justificar as diferenças encontradas.

Por fim, de destacar que também se realizou o teste da teoria da *pecking order* considerando uma amostra balanceada, sendo que os resultados apontam para uma melhoria do desempenho da *pecking order* (consultar apêndice 15) ²⁹. Como se pode verificar, o coeficiente b_{PO} aumenta em todas as *proxies* consideradas, tanto para a variável dependente variação do endividamento de MLP, como para a variação do rácio de endividamento de MLP. Embora o coeficiente tenha aumentado, este continua a ser muito inferior ao que seria expectável pela teoria da *pecking order*. A consideração de uma amostra balanceada também faz aumentar ligeiramente o poder explicativo do modelo. A título exemplificativo, para a variável dependente variação do endividamento de MLP e para a *proxy* total do ativo, o coeficiente b_{PO} passa 0.175 (amostra não balanceada, tabela 10, modelo *pooled*) para os 0.254 (amostra balanceada, apêndice 15) e o R^2 passa dos 0.119 para os 0.156. O mesmo acontece para as restantes *proxies* e também quando é considerada como variável dependente a variação do rácio de endividamento.

Em síntese, os resultados obtidos levam a concluir que as empresas cotadas da zona euro não seguem a teoria da *pecking order*. Esta conclusão é robusta para as quatro alternativas utilizadas para a escala da variação do endividamento e determinação do rácio de endividamento. Desta forma, as hipóteses formuladas não são verificadas, isto é, conclui-se que as empresas cotadas dos países pertencentes à zona euro não têm um comportamento financeiro que indique seguir a hierarquia na seleção das fontes de financiamento prevista pela teoria da *pecking order* (rejeita-se H_2), sendo que as variações do endividamento destas empresas não são totalmente justificadas pelo défice de fundos (rejeita-se $H_{2.1}$).

²⁹ Pelos testes F e de Breusch-Pagan (1980) verifica-se que o modelo *pooled* é o mais adequado, sendo esse o apresentado.

5.3 Teste conjunto

Após um teste individual a cada uma das teorias em estudo, são apresentados de seguida os resultados do teste conjunto. Neste ponto, pretende-se verificar qual a teoria que tem um melhor desempenho, quando confrontadas em simultâneo.

Os resultados relativos ao teste conjunto das teorias do *trade-off* e da *pecking order* encontram-se na tabela 11, considerando a variável dependente como a variação do rácio de endividamento de MLP, sendo que a *proxy* utilizada é o total do ativo.

Pela tabela 11 verifica-se que o coeficiente da teoria do *trade-off* é de 0.325 enquanto o coeficiente da teoria da *pecking order* é de 0.143 (modelo dos efeitos fixos³⁰). Estes resultados apontam que ambas as teorias explicam parte da variação do rácio de endividamento das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. Assim, pode-se concluir que estas teorias não são mutuamente exclusivas, uma vez que os seus coeficientes (b_{TA} e b_{PO}) apresentam valores diferentes de zero, ambos estatisticamente significativos a 1%. Tal como seria de esperar, a constante é próxima de zero, para um nível de significância de 5%.

Pelos valores obtidos constata-se também que a teoria do *trade-off* é a que tem melhor desempenho comparativamente à da *pecking order*, pois é aquela que possui maior magnitude na justificação da variação do rácio de endividamento (0.325 *versus* 0.143). Esta evidência vem corroborar as conclusões reportadas anteriormente aquando do teste efetuado a cada uma das teorias em separado.

³⁰ Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) conclui-se que o modelo dos efeitos fixos é o mais adequado (modelo apresentado na coluna (3)).

Tabela 11 – Teste conjunto

Os resultados apresentados são referentes ao teste conjunto da teoria do *trade-off* e da teoria da *pecking order* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo total do ativo. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t-1*. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t* que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. Um coeficiente b_{TA} e b_{PO} diferentes de zero indicam que estas teorias não são mutuamente exclusivas, sendo que aquela que possuir um coeficiente com maior magnitude será a que apresenta um melhor desempenho. A amostra corresponde a 2,842 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.³¹

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.193*** (0.0118)	0.206*** (0.0119)	0.325*** (0.0141)
Défice de fundos (DEF_{it})	0.138*** (0.00700)	0.139*** (0.00702)	0.143*** (0.00743)
Constante	0.00143 (0.00204)	0.00160 (0.00205)	0.00517** (0.00238)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	17,559	17,559	17,559
Número de empresas	2,842	2,842	2,842
R^2	0.129	0.179	0.185
Teste F			1.10***
Teste de Breusch-Pagan		34.27***	
Teste de Hausman		975.70***	

³¹ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.339***$, coeficiente $b_{PO} = 0.136***$, constante = 0.00545*** e $R^2 = 0.181$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.533***$, coeficiente $b_{PO} = 0.140***$, constante = 0.00662*** e $R^2 = 0.279$.

As conclusões são robustas à utilização de diferentes *proxies* de estimação do rácio de endividamento, como pode ser observado pelos resultados apresentados nos apêndices 11, 12 e 13. Os resultados para as três *proxies* continuam a apontar para o melhor desempenho da teoria do *trade-off* comparativamente à teoria da *pecking order*. Considerando o modelo dos efeitos fixos³², na *proxy* do *net assets* (apêndice 11), o coeficiente b_{TA} é de 0.367 contra o coeficiente b_{PO} de 0.042, na *proxy* do valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP (apêndice 12), o coeficiente b_{TA} é de 0.371 contra o coeficiente b_{PO} de 0.028 e na *proxy* do valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP (apêndice 13), o coeficiente b_{TA} é de 0.355 contra o coeficiente b_{PO} de 0.078. Todos os resultados anteriores são estatisticamente significativos a 1%.

Como se pode observar, em termos de magnitude dos coeficientes, pelo teste conjunto efetuado, a teoria do *trade-off* prevalece sobre a teoria da *pecking order*, qualquer que seja a *proxy* utilizada.³³

Os resultados obtidos por Shyam-Sunder & Myers (1999) apontam para uma evidência contrária, dado que encontram um melhor desempenho para a teoria da *pecking order*, com um coeficiente b_{PO} de 0.73 contra o coeficiente b_{TA} de 0.15, com um R^2 de 0.76. Note-se que estas diferenças nos resultados de Shyam-Sunder & Myers (1999) podem resultar de vários fatores como já tem vindo a ser referido, nomeadamente, das diferenças ao nível da amostra (empresas dos EUA), do período temporal (1971-1989) e da utilização de uma amostra balanceada. Os próprios autores alertam que esta última consideração (amostra balanceada) pode enviesar o estudo e atuar contra a teoria do *trade-off*.

No presente estudo, os resultados do teste conjunto considerando a amostra balanceada (apêndice 16) demonstram que o coeficiente b_{PO} passa a apresentar uma magnitude superior ao coeficiente b_{TA} em todas as quatro *proxies* utilizadas. A título de exemplo, para a *proxy* total do ativo, o coeficiente b_{TA} é de 0.102 e coeficiente b_{PO} é de 0.171. Nas restantes *proxies*, as diferenças nos coeficientes b_{TA} e b_{PO} são mínimas, pelo que não se pode considerar que uma teoria prevalece de forma significativa sobre a outra. Porém, a teoria da *pecking order* apresenta para este caso coeficientes ligeiramente superiores, comparativamente à teoria do *trade-off*, nomeadamente na

³² Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) conclui-se que o modelo dos efeitos fixos é o mais adequado (modelo apresentado na coluna (3)).

³³ Foram também efetuadas as regressões para as quatro *proxies* considerando a correção da autocorrelação de 1ª ordem. Ao corrigir a autocorrelação de 1ª ordem verifica-se um aumento do coeficiente b_{TA} e o coeficiente b_{PO} praticamente não se altera, sendo os resultados em todos os casos estatisticamente significativos a 1%.

proxy do total do ativo. Tal como é mencionado por Shyam-Sunder & Myers (1999), verifica-se empiricamente que a utilização de um painel balanceado atua contra a teoria do *trade-off*.

A evidência empírica europeia corrobora os resultados encontrados no presente estudo. Pascual & Palmeiro (2009) concluem que ambas as teorias explicam a estrutura de capitais das empresas, sendo que a teoria do *trade-off* prevalece sobre a teoria da *pecking order*. Os autores verificam que o coeficiente b_{PO} continua a ser muito inferior ao que seria esperado pela teoria da *pecking order* ($b_{PO}=0.182$, estatisticamente significativo a 1%).

Em suma, os resultados do teste conjunto demonstram que as teorias em estudo não são mutuamente exclusivas, comprovando a hipótese formulada $H_{3.1}$. A teoria do *trade-off* apresenta um melhor desempenho relativamente à da *pecking order*, dado os seus resultados apresentarem uma magnitude superior comparativamente aos da *pecking order* (aceita-se a hipótese $H_{3.2}$). A validação da hipótese $H_{3.2}$ leva à rejeição da hipótese $H_{3.3}$, dado o fraco desempenho da teoria da *pecking order* face à do *trade-off*.

5.4 Consideração dos fatores convencionais de alavancagem

Tal como efetuado em Frank & Goyal (2003), são de seguida apresentados os resultados considerando os fatores convencionais da alavancagem na explicação da variação do rácio de endividamento. O principal objetivo é verificar qual a evidência empírica para a amostra em estudo da consideração destes fatores, bem como perceber qual é o impacto de se adicionar o défice de fundos (DEF_{it}) e a variável desfasada do rácio de endividamento (D_{it-1}) para a explicação da variação da alavancagem das empresas.

A tabela 12 contém os resultados referentes ao teste considerando os fatores convencionais de alavancagem, sendo que a variável dependente é a variação do rácio de endividamento de MLP. Inicia-se a análise considerando apenas os fatores convencionais de alavancagem, seguindo-se a inclusão da variável défice de fundos e finaliza-se com a variável desfasada do rácio de endividamento, de forma a verificar se existe algum ajustamento em direção ao *target*.

Tabela 12 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem

Os resultados apresentados são referentes à consideração fatores convencionais de alavancagem e tem por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{Tang} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{lnVN} \Delta \ln(VN_{it}) + b_{Rend} \Delta Rend_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa i no momento t , definido como o endividamento de MLP a dividir pelo total do ativo. As variáveis independentes são: $Tang_{it}$: que mede a tangibilidade e é definida como o rácio entre os ativos tangíveis e o total do ativo; $Q \text{ de Tobin}_{it}$: que mede as oportunidades de crescimento e é obtido através do total do ativo subtraindo o valor contabilístico do capital próprio e somando o valor de mercado do capital próprio, dividido pelo total do ativo; $\ln(VN_{it})$: é a *proxy* para medir a dimensão e é dado pelo logaritmo natural do volume de negócios; $Rend_{it}$: é a rentabilidade medida através da divisão do resultado operacional pelo total do ativo. A esta regressão foi ainda adicionada a variável DEF_{it} que mede o défice de fundos da empresa e ainda a variável desfasada do rácio de endividamento de MLP (D_{it-1}). A amostra para o primeiro modelo corresponde a 2,688 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, para os restantes 2 modelos (onde se incluem DEF_{it} e D_{it-1}) a amostra é de 2,665 empresas. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.³⁴

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento								
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variáveis independentes:									
$\Delta Tang_{it}$	0.156*** (0.0166)	0.156*** (0.0166)	0.154*** (0.0181)	0.242*** (0.0192)	0.242*** (0.0193)	0.253*** (0.0213)	0.225*** (0.0185)	0.223*** (0.0185)	0.190*** (0.0180)
$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	-0.000421 (0.000897)	-0.000421 (0.000897)	0.000174 (0.000989)	-0.000201 (0.00153)	-0.000170 (0.00153)	0.000376 (0.00172)	0.000795 (0.00148)	0.00112 (0.00150)	0.00198 (0.00150)
$\Delta \ln(VN_{it})$	0.00795*** (0.00263)	0.00795*** (0.00263)	0.00767*** (0.00295)	0.00605** (0.00304)	0.00605** (0.00305)	0.00787** (0.00352)	0.00550* (0.00300)	0.00516* (0.00302)	0.00451 (0.00321)
$\Delta Rend_{it}$	-0.0540*** (0.00819)	-0.0540*** (0.00819)	-0.0489*** (0.00862)	-0.0881*** (0.0100)	-0.0882*** (0.0101)	-0.0862*** (0.0112)	-0.0841*** (0.00978)	-0.0817*** (0.00978)	-0.0616*** (0.00960)
DEF_{it}				0.175*** (0.00767)	0.176*** (0.00769)	0.195*** (0.00880)	0.171*** (0.00744)	0.172*** (0.00751)	0.154*** (0.00757)
D_{it-1}							-0.115*** (0.00572)	-0.154*** (0.00643)	-0.398*** (0.0126)
Constante	0.00259 (0.00175)	0.00259 (0.00175)	0.00448** (0.00183)	0.000353 (0.00214)	0.000390 (0.00214)	0.00266 (0.00234)	0.0163*** (0.00218)	0.0211*** (0.00220)	0.0531*** (0.00286)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	20,550	20,550	20,550	16,112	16,112	16,112	16,112	16,112	16,112
Número de empresas	2,688	2,688	2,688	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665
R ²	0.019	0.018	0.018	0.138	0.146	0.147	0.183	0.263	0.314
Teste F			0.59			0.79			1.83***
Teste de Breusch-Pagan		0.00			152.32			3.42**	
Teste de Hausman		14.52			90.03***			2,207.78***	

³⁴ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando xtregar do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: 1.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.175***$, $b_{QTobin} = -0.000891$, $b_{ln(VN)} = 0.00840***$, $b_{Rend} = -0.0541***$, constante = 0.00389*** e $R^2 = 0.016$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.147***$, $b_{QTobin} = -0.00230**$, $b_{ln(VN)} = 0.00641**$, $b_{Rend} = -0.0518***$, constante = 0.00332*** e $R^2 = 0.014$. 2.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.248***$, $b_{QTobin} = -0.00104$, $b_{ln(VN)} = 0.00523**$, $b_{Rend} = -0.0895***$, $b_{DEF} = 0.176***$, constante = 0.00396*** e $R^2 = 0.145$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.259***$, $b_{QTobin} = -0.000849$, $b_{ln(VN)} = 0.00781**$, $b_{Rend} = -0.0928***$, $b_{DEF} = 0.212***$, constante = 0.00383*** e $R^2 = 0.158$. 3.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.227***$, $b_{QTobin} = 0.000466$, $b_{ln(VN)} = 0.00514**$, $b_{Rend} = -0.0825***$, $b_{DEF} = 0.175***$, $b_{D_{it-1}} = -0.180***$, constante = 0.0288*** e $R^2 = 0.271$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.173***$, $b_{QTobin} = 0.00131$, $b_{ln(VN)} = 0.00329$, $b_{Rend} = -0.0552***$, $b_{DEF} = 0.150***$, $b_{D_{it-1}} = -0.570***$, constante = 0.0858*** e $R^2 = 0.402$.

Tendo em conta apenas os fatores convencionais de alavancagem, verifica-se que todas as variáveis, à exceção da variação do Q de Tobin, são estatisticamente significativas a 1%³⁵. Quanto aos sinais dos coeficientes, tal como seria expectável de acordo com a teoria do *trade-off*, a tangibilidade e a dimensão ($\ln(VN)$) apresentam um coeficiente positivo de 0.156 e 0.08, respetivamente. De facto, comprova-se a existência de uma relação positiva entre tangibilidade e endividamento, no sentido de que empresas com mais ativos tangíveis tendem a apresentar uma menor probabilidade de incumprimento, e a ter, por essa razão, menos custos de *financial distress*. No que respeita à dimensão, também se verifica uma relação positiva entre dimensão e endividamento, o que é defendido pela teoria do *trade-off*, dado que empresas de maior dimensão enfrentam uma menor probabilidade de falência, logo conseguirão recorrer mais facilmente ao endividamento. Quanto à rentabilidade (RO) esta apresenta um sinal negativo de -0.054, evidência que vai contra o que é defendido pela teoria do *trade-off*, indo de encontro ao que é esperado pela teoria da *pecking order*. A evidência encontrada permite concluir que as empresas com maior rentabilidade recorrem menos ao endividamento, tal como é sugerido pela teoria da *pecking order*, se as empresas conseguem gerar mais fundos, tenderão a financiar-se com os seus fundos internos.³⁶

Convém, contudo destacar o reduzido poder explicativo deste modelo, sendo que o R^2 do mesmo é de 0.019. Frank & Goyal (2003) chamam a atenção para esta questão do R^2 reduzido, tendo sido esta situação já mencionada no capítulo da metodologia. Ao efetuar a regressão em primeiras diferenças isso irá fazer baixar o R^2 do modelo e poderá enviesar os coeficientes das variáveis dos fatores convencionais em direção a zero. Mas os autores referem que tal situação não tem força suficiente para alterar as conclusões empíricas da análise. Para comprovar tal facto, realizou-se a mesma regressão sem considerar as primeiras diferenças, tal como é efetuado em Rajan & Zingales (1995).

Como se pode verificar, através do apêndice 17, os sinais dos coeficientes dos fatores convencionais não se alteram, a tangibilidade e dimensão continuam a apresentar um coeficiente positivo, enquanto a rentabilidade apresenta um coeficiente negativo,

³⁵ Pelos testes F e de Breusch-Pagan (1980) conclui-se que o modelo *pooled* é o mais adequado (modelo apresentado na coluna (1)).

³⁶ De referir que foram efetuadas regressões tendo por base outra *proxy* para a estimação da dimensão ($\ln(TA)$) e para a determinação da rentabilidade (ROAJAD), sendo que os resultados obtidos levam às mesmas conclusões das reportadas com a utilização do $\ln(VN)$ e da RO.

As regressões utilizadas foram as seguintes: $\Delta D_t = a + b_{Tang} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{\ln TA} \Delta \ln(TA_{it}) + b_{Rend} \Delta Rend_{it} + e_{it}$
 $\Delta D_t = a + b_{Tang} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{\ln VN} \Delta \ln(VN_{it}) + b_{Rend} \Delta Rend_{it} + e_{it}$

sendo estatisticamente significativos a 1%. A tangibilidade e a rendibilidade continuam a ser as variáveis que apresentam uma maior magnitude em termos de coeficiente. De facto, ao efetuar o teste sem considerar as primeiras diferenças o R^2 do modelo aumenta substancialmente, passando de 0.019 para 0.164 (modelo *pooled*).

Comparando os resultados do presente estudo com os obtidos por Frank & Goyal (2003), verifica-se que estes são similares, à exceção do coeficiente das oportunidades de crescimento, cujos autores obtêm um resultado com significância estatística a 1%. Frank & Goyal (2003) reportam para a tangibilidade e para a dimensão coeficientes positivos de 0.155 e de 0.025, respetivamente, e para as oportunidades de crescimento e rendibilidade coeficientes negativos de -0.031 e de -0.217, todos eles estatisticamente significativos a 1% e obtêm um R^2 de 0.19.

Retomando a análise da tabela 12, ao adicionar a variável déficit de fundos (DEF_{it}) continua a verificar-se que os sinais das variáveis não se alteram³⁷, sendo que a dimensão passa a ser estatisticamente significativa a 5% e a tangibilidade e rendibilidade mantêm o nível de 1% de significância. Tal como é descrito em Frank & Goyal (2003), se a teoria da *pecking order* fosse a teoria justificativa do comportamento de financiamento das empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, então seria de esperar que ao adicionar o déficit de fundos os efeitos das variáveis convencionais da alavancagem fossem eliminados, mas tal não se verificou. Pelo contrário, no caso da tangibilidade e da rendibilidade as magnitudes dos seus coeficientes até aumentaram. Porém, tal evidência não significa que o déficit de fundos não é importante, como se pode observar, a inclusão do DEF vem aumentar significativamente o poder explicativo do modelo (R^2 de 0.019 passa para 0.138), o que indica que esta variável é importante para a explicação da variação do rácio de endividamento das empresas. Comparativamente às restantes variáveis verifica-se que o DEF apresenta uma magnitude (coeficiente de 0.175 estatisticamente significativo a 1%) que só é ultrapassada pela variável tangibilidade (coeficiente de 0.242 estatisticamente significativo a 1%), pelo que se deve ter em conta a questão do déficit de fundos quando se está a analisar a variação do rácio de endividamento das empresas. Também os resultados do estudo de Frank & Goyal (2003) demonstram que a inclusão do déficit de fundos não altera os sinais, as magnitudes e significâncias estatísticas das variáveis relativas aos fatores convencionais de alavancagem. Contudo, os autores concluem que

³⁷ Pelos testes F e de Breusch-Pagan (1980) conclui-se que se deve optar pelo modelo *pooled* (modelo apresentado na coluna (1)).

esta variável é importante em termos empíricos (coeficiente de 0.125 estatisticamente significativo a 1%), sendo que a sua inclusão também faz aumentar o poder explicativo do modelo (o R^2 passa de 0.190 para 0.219).

Analisando os resultados relativos à inclusão da variável desfasada do rácio de endividamento observa-se, no modelo dos efeitos fixos³⁸, que à exceção da dimensão, as restantes variáveis (tangibilidade, rendibilidade e défice de fundos) mantêm os sinais e significâncias estatísticas. A variável desfasada do rácio de endividamento apresenta um coeficiente com a magnitude mais elevada comparativamente às restantes variáveis, estatisticamente significativo a 1%, de -0.398. O sinal negativo desta variável sugere um comportamento de reversão para a média, tal como seria de esperar pela teoria do *trade-off*, em que se considera o ajustamento em direção ao *target*. Este resultado é similar ao reportado no estudo de Frank & Goyal (2003), em que os autores obtêm um coeficiente de -0.124 (estatisticamente significativo a 1%) para a variável desfasada do rácio de endividamento.

Em forma de conclusão, a tabela 13 resume a evidência empírica relativa à consideração dos fatores convencionais de alavancagem, tendo em conta as quatro *proxies* de estimação do rácio de endividamento. Esta tabela sintetiza a informação constante apenas para o modelo dos fatores convencionais de alavancagem (sem inclusão do DEF_{it} e do D_{it-1}) da tabela 12 e dos apêndices 18, 19 e 20³⁹.

Tabela 13 – Relações esperadas versus encontradas entre os fatores convencionais de alavancagem e as teorias do *trade-off* e da *pecking order*

Esta tabela confronta a relação esperada, de acordo com as teorias e com os resultados obtidos, entre o nível de endividamento e os fatores que influenciam a estrutura de capitais. O símbolo + representa uma relação positiva entre o fator e o nível de endividamento, contrariamente, o símbolo – significa uma relação negativa.

Fator	Previsão <i>Trade-Off</i>	Previsão <i>Pecking Order</i>	Resultados Obtidos ⁽¹⁾
Tangibilidade	+	-	+
Oportunidades de Crescimento	-	+ / -	- (2)
Dimensão	+	-	+
Rendibilidade	+	-	-

(1) Resultados estatisticamente significativos a 1%.

(2) Resultado apenas com significância estatística (a 1%) para a *proxy* do valor de mercado do capital próprio mais endividamento.

³⁸ Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) verifica-se que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos (modelo apresentado na coluna (3)).

³⁹ Também para estes casos a utilização do $\ln(TA)$ como *proxy* para a estimação da dimensão e da ROAJAD para a determinação da rendibilidade levam às mesmas conclusões das descritas com a utilização do $\ln(VN)$ e da RO.

Como se pode verificar quanto ao fator tangibilidade, este apresentou em todas as situações analisadas uma relação positiva entre a tangibilidade e o endividamento, pelo que se valida a hipótese $H_{4.1}$ e se rejeita a hipótese $H_{4.2}$. Neste sentido, esta evidência vai de encontro ao que é defendido pela teoria do *trade-off* e à evidência reportada por Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2009).

Relativamente às oportunidades de crescimento, esta variável apenas tem significância estatística para a *proxy* do valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. Este resultado leva à aceitação quer da hipótese $H_{4.3}$, que está de acordo com a teoria do *trade-off*, quer à aceitação da hipótese $H_{4.4}$, numa explicação à luz de uma versão mais complexa da teoria da *pecking order*. Os resultados do presente estudo são similares aos obtidos por Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2009).

Quanto à evidência empírica para o fator dimensão, encontra-se uma relação positiva entre este fator e o endividamento, pelo que se atesta a hipótese $H_{4.5}$ e se rejeita a hipótese $H_{4.6}$. Assim, a evidência encontrada vai de encontro ao que é descrito pela teoria do *trade-off* e aos resultados de Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2009).

Por fim, no que concerne ao fator rendibilidade, este apresenta uma relação negativa para com o endividamento, comportamento expectável segundo a teoria da *pecking order*. Neste sentido, rejeita-se a hipótese $H_{4.7}$ e aceita-se a hipótese $H_{4.8}$. Os resultados vão de encontro à evidência de Rajan & Zingales (1995) e Frank & Goyal (2009).

Em todas as *proxies* apresentadas (tabela 12 e apêndices 18, 19 e 20) verifica-se que a variável DEF_{it} tem uma magnitude considerável, comparativamente às restantes variáveis, sendo estatisticamente significativa a 1%. A sua inclusão não altera os sinais e significâncias das variáveis referentes aos fatores convencionais de alavancagem, o que mais uma vez, leva a concluir que as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro não seguem a teoria da *pecking order*. Porém, denota-se a importância da variável déficit de fundos na determinação da alavancagem das empresas, sendo que a sua inclusão aumenta o poder explicativo do modelo.

Para todas as *proxies* utilizadas (tabela 12 e apêndices 18, 19 e 20), a inclusão da variável do rácio de endividamento desfasada fez com que a variável dimensão perdesse

significância estatística (modelo dos efeitos fixos⁴⁰), sendo que as restantes variáveis mantiveram-se estatisticamente significativas a 1% e os seus sinais não alteraram. A variável do rácio de endividamento desfasada obteve, em todas as *proxies*, um sinal negativo e um resultado estatisticamente significativo a 1%, evidenciando um comportamento de reversão para a média. De destacar a elevada magnitude desta variável, comparativamente às restantes, de -0.398 no total do ativo (tabela 12), de -0.450 no *net assets* (apêndice 18), de -0.547 no valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP (apêndice 19) e de -0.412 no valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP (apêndice 20). Estes resultados apontam para um comportamento de reversão para a média, levando à conclusão de que as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro têm um comportamento financeiro que segue de perto o que é descrito pela teoria do *trade-off*.⁴¹

⁴⁰ Pelos testes F, de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978) verifica-se que se deve optar pelo modelo dos efeitos fixos (modelo apresentado na coluna (3)).

⁴¹ Foram também efetuadas as regressões para as quatro *proxies* considerando a correção da autocorrelação de primeira ordem. Ao corrigir a autocorrelação de primeira ordem verifica-se que não existem diferenças ao nível dos sinais sendo também pequenas as diferenças ao nível das magnitudes dos coeficientes ao nível do 1.º modelo. A variável Q de Tobin passa a apresentar resultados estatisticamente significativos (a 1%) também para as *proxies net assets* e valor contabilístico do capital próprio mais endividamento. Na *proxy* total do ativo verifica-se um resultado estatisticamente significativo a 5% para o modelo dos efeitos fixos. No que respeita à inclusão das variáveis DEF_{it} e de D_{it-1} verifica-se uma manutenção das suas significâncias, sendo que se constata um aumento no coeficiente da variável D_{it-1}.

6 Conclusões, limitações e sugestões para futura investigação

6.1 Conclusões

O debate sobre a estrutura de capitais das empresas ainda está aceso no âmbito da literatura financeira. Muitos foram os estudos que pretenderam encontrar uma justificação para as decisões das fontes de financiamento das empresas, motivando o aparecimento de várias teorias da estrutura de capitais. Pese embora este alvo de interesse, ainda não se conseguiu obter um consenso nesta temática.

O presente estudo testa a teoria do *trade-off* e a teoria da *pecking order*, para uma amostra de empresas cotadas dos países que pertencem à zona euro. O período de análise é entre 2000 e 2010. O principal objetivo deste estudo é verificar qual a teoria predominante para estas empresas, tendo em vista aumentar o conhecimento empírico sobre a realidade europeia, nomeadamente sobre a zona euro. Para além deste contributo, também se realça a consideração de diferentes *proxies* de estimação do rácio de endividamento, como forma de validar a robustez dos resultados.

Em termos metodológicos procede-se numa primeira fase à realização do teste à teoria do *trade-off* e à teoria da *pecking order* de forma individualizada, sendo depois efetuado um teste conjunto às duas teorias. No que respeita aos testes individuais, verifica-se que na teoria do *trade-off* as empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro tendem a procurar atingir um rácio de endividamento ótimo. Constatase que estas empresas se ajustam de forma gradual em direção a essa meta, evidenciando a presença de custos de ajustamento. Esta evidência é robusta à utilização de diferentes *proxies* de estimação do rácio de endividamento.

Quanto ao teste individual da teoria da *pecking order* constata-se que a variação do endividamento das empresas não é totalmente justificada pelo seu défice de fundos, tal como seria de esperar por esta teoria. Esta evidência também é robusta às diversas *proxies* utilizadas.

A realização do teste conjunto permite verificar que ambas as teorias explicam parte da variação do rácio de endividamento das empresas, não sendo por isso teorias mutuamente exclusivas. Porém, a teoria do *trade-off* prevalece sobre a teoria da *pecking order*, apresentando um melhor desempenho. À semelhança do que acontece nos testes

individuais, também para o teste conjunto verifica-se que as conclusões são robustas à consideração de várias *proxies* de determinação do rácio de endividamento.

Uma nota importante é relativa à consideração de um painel de dados balanceado, sendo que pelos testes efetuados verifica-se que ao considerar uma amostra balanceada o desempenho da teoria do *trade-off* enfraquece, tal como é referido no estudo de Shyam-Sunder & Myers (1999). No teste conjunto considerando a amostra balanceada, a teoria da *pecking order* aparece com melhor desempenho comparativamente à do *trade-off*, contudo as diferenças são mínimas. Apesar do melhor desempenho da teoria da *pecking order*, ainda assim, os resultados obtidos são muito distantes do que seria esperado por aquela teoria ($b_{PO}=1$).

Numa segunda análise são considerados os fatores convencionais de alavancagem e a evidência empírica encontrada permite concluir que se verifica uma relação positiva entre a tangibilidade e o endividamento, e entre a dimensão e o endividamento, o que comprova o que é defendido pela teoria do *trade-off*. Por outro lado, observa-se uma relação negativa entre a rendibilidade e o endividamento, sendo esta evidência expectável de acordo com a teoria da *pecking order*.

Apesar do défice de fundos não justificar na totalidade a estrutura de capitais das empresas, os resultados considerando os fatores convencionais de alavancagem demonstram que esta variável deve ser tida em conta na justificação da variação do rácio de endividamento das empresas. Por último, ao incluir a variável desfasada do rácio de endividamento verifica-se que as empresas têm um comportamento de reversão para a média, indicando um ajuste em direção ao rácio ótimo de endividamento.

Os resultados relativos à análise dos fatores convencionais de alavancagem também são robustos à utilização das diversas *proxies* do rácio de endividamento.

6.2 Limitações e sugestões para futura investigação

A principal limitação deste trabalho está associada à determinação do rácio de endividamento ótimo, que não sendo uma variável diretamente observável tem de ser estimada. Muitas são as possibilidades de determinação deste rácio, sendo que no presente trabalho se considera uma média móvel do rácio de endividamento dos últimos cinco anos (tendo em conta quatro *proxies*).

Quanto a sugestões para futura investigação seria interessante verificar se as decisões da estrutura de capitais diferem tendo em conta o período económico,

nomeadamente, em períodos de expansão ou recessão económica, se tal situação tem impacto nas decisões de financiamento das empresas.

Outro aspeto também relevante seria analisar se este tipo de decisões diverge consoante o setor de atividade em que as empresas se inserem e com a dimensão das mesmas.

Por último, esta análise poderia ser alargada não só às empresas cotadas como também às empresas não cotadas, para estudar as eventuais diferenças nas decisões de financiamento das empresas pelo facto de se encontrarem ou não cotadas em bolsa.

Referências bibliográficas

- Autore, D. M. & Kovacs, T. (2010). Equity issues and temporal variation in information asymmetry. *Journal of Banking and Finance*, 34(1), 12-23.
- Baker, M. & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *Journal of Finance*, 57(1), 1-32.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th ed.). Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Bancel F. & Mittoo, U. R. (2004). Cross-country determinants of capital structure choice: a survey of european firms. *Financial Management*, 33(4), 103-132.
- Baxter, N. (1967). Leverage, risk of ruin and the cost of capital. *Journal of Finance*, 22, 395-403.
- Bessler, W.; Drobetz, W. & Grüninger, M. (2011). Information asymmetry and financing decisions. *International Review of Finance*, 11(1), 123-154.
- Bessler, W.; Drobetz, W. & Kazemieh, R. (2011). Factors affecting capital structure decisions. In Baker, H.K & Martin, G.S. (Ed.), *Capital structure and corporate financing decisions* (pp.17-40). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Bharath, S.; Pasquariello, P. & Wu, G. (2009). Does asymmetric information drive capital structure decisions?. *Review of Financial Studies*, 22(8), 3211-3243.
- Brennan, M. J. & Schwartz, E. S. (1978). Corporate income taxes, valuation, and the problem of optimal capital structure. *The Journal of Business*, 51(1), 103-114.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-254.
- Brounen, D.; Jong, A. & Koedijk, K. (2006). Capital structure policies in Europe: survey evidence. *Journal of Banking & Finance*, 30(5), 1409-1442.
- Byoun, S. & Rhim, J. C. (2005). Tests of the pecking order theory and the tradeoff theory of optimal capital structure. *Global Business and Finance Review*, 10(2), 1-16.
- Castanias, R. (1983). Bankruptcy risk and optimal capital structure. *The Journal of Finance*, 38(5), 1617-1635.
- Chirinko, R. S. & Singha, A. R. (2000). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment. *Journal of Financial Economics*, 58, 417-425.
- Cotei, C. & Farhat, J. (2009). The trade-off theory and the pecking order theory: are they mutually exclusive?. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 3(3), 1-16.

- Cotei, C. & Farhat, J. (2011). Worldwide patterns in capital structure. In Baker, H.K. & Martin, G.S. (Ed.), *Capital structure and corporate financing decisions* (pp.111-126). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- DeAngelo, H. & Masulis, R.W. (1980). Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, 8, 3-29.
- Donaldson, D. (1961). *Corporate debt capacity: a study of corporate debt policy and the determination of debt capacity*. Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University, Boston.
- Fama, E. & French, K. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies*, 15(1), 1-33.
- Flannery, M. J. & Rangan, K. P. (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics*, 79(3), 469-506.
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67, 217-248.
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K., (2008). Trade-off and pecking order theories of debt. In Eckbo, E. (Ed.), *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, (pp.135-197). North Holland, Amsterdam: Elsevier.
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important?. *Financial Management*, 38(1), 1-37.
- Gaud, P.; Hoesli, M. & Bender, A. (2007). Debt-equity choice in Europe. *International Review of Financial Analysis*, 16, 201-222.
- Gosh, A. & Cai, F. (2009). Optimal capital structure vs. pecking order theory: a further test. *Journal of Business & Economics Research*, 2(8), 61-68.
- Graham, J. R. & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2-3), 187-243.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). England: Pearson Education.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). Singapore: McGraw-Hill.
- Hall, G. C.; Hutchinson, P. J. & Michaelas, N. (2004). Determinants of the capital structures of european SME's. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(5) & (6), 711-728.
- Harris, M. & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *Journal of Finance*, 46(1), 55-86.
- Haugen, R. A. & Senbet, L. W. (1978). The insignificance of bankruptcy costs to the theory of optimal capital structure. *Journal of Finance*, 33(2), 383-393.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1215-1271.

- Hovakimian, A. (2006). Are observed capital structures determined by equity market timing?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(1), 221-243.
- Hovakimian, A.; Opler, T. & Titman, S. (2001). The debt-equity choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), 1-24.
- Huang, R. & Ritter, J. R. (2009). Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 237–271.
- Jalilvand, A. & Harris, R. S. (1984). Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets: an econometric study. *Journal of Finance*, 39, 127-145.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76(2), 383-393.
- Jensen, M. C. & Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Johnston, J. & DiNardo, J. (1997). *Econometric method* (4th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Kayhan, A. & Titman, S. (2007). Firms' histories and their capital structures. *Journal of Financial Economics*, 83(1), 1–32.
- Kim, E. (1978). A mean-variance theory of optimal capital structure and corporate debt capacity. *Journal of Finance*, 33(1), 45-63.
- Korajczyk, R. A. & Levy, A. (2003). Capital structure choice: macro economic conditions and financial constraints. *Journal of Financial Economics*, 68, 75–109.
- Korajczyk, R. A.; Lucas, D. J. & McDonald, R.L. (1992). Equity issues with time-varying asymmetric information. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), 397–417.
- Kraus, A. & Litzenberger, A. (1973). A state – preference model of optimal financial leverage. *Journal of Finance*, 28(4), 911-922.
- La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Sheifer, A. & Vishny, R.W. (1998). Law and Finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155.
- Leary, M. T. & Roberts, M. R. (2005). Do firms rebalance their capital structures?. *Journal of Finance*, 60(6), 2575-2619.
- Leary, M. T. & Roberts, M. R. (2010). The pecking order, debt capacity, and information asymmetry. *Journal of Financial Economics*, 95, 332–355.
- Lemmon, M. L. & Zender, J. F. (2010). Debt capacity and tests of capital structure theories. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45, 1161-1187.
- Lucas, D. J. & McDonald, R. L. (1990). Equity issues and stock price dynamics. *Journal of Finance*, 45(4), 1019–1043.

- Miguel, A. & Pindado, J. (2001). Determinants of capital structure: new evidence from spanish panel data. *Journal of Corporate Finance*, 7, 77-99.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433-443.
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39 (3), 575-592.
- Myers, S. C. (2001). Capital structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81-102.
- Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investments decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Finance Economics*, 13, 187-221.
- Ozkan, A. (2001). Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from UK company panel data. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28, 175-198.
- Pascual, J. L. & Palmeiro, J. M. C. (2009). Correcting for asymmetry of information and debt capacity on capital structure empirical testes: evidence from Europe. *Journal of Applied Sciences*, 9(24), 4183-4194.
- Rajan, R. G. & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460.
- Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: the incentive signaling approach. *Bell Journal of Economics*, 8(1), 23-40.
- Scott, J. H. (1977). Bankruptcy, secured debt and optimal capital structure. *Journal of Finance*, 32(1), 1-19.
- Serrasqueiro, Z. S. & Nunes, P. M. (2010). Are trade-off and pecking order theories mutually exclusive in explaining capital structure decisions?. *African Journal of Business Management*, 4(11), 2216-2230.
- Serrasqueiro, Z. S., Armada, M. R. & Nunes, P. M. (2011). Pecking order theory versus trade-off theory: are service SMEs' capital structure decisions different?. *Service Business*, 5(4), 381-409.
- Shyam-Sunder, L. & Myers, S. C. (1999). Testing static trade-off against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 51, 219- 244.
- Stiglitz, J. E. (1972). Some Aspects of the Pure Theory of Corporate Finance: Bankruptcies and Take-Overs. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 3(2), 458-482.
- Stulz, R. M. (1990). Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics*, 26, 3-27.

- Taggart, R. A. (1977). A model of corporate financing decisions. *Journal of Finance*, 32, 1467-1484.
- Titman, S. & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43(1), 1-19.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

URL's

http://ec.europa.eu/economy_finance/euro/index_pt.htm - Lista de países pertencentes à zona euro, consultado a 14-10-2011

http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=122.ICP.M.U2.N.000000.4.INX – HICP (Harmonized Indices of Consumer prices), consultado a 25-01-2012

Apêndices

Apêndice 1 – Síntese dos modelos e variáveis utilizadas

Modelo do teste da teoria do *trade-off*: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$

Variável	Descrição
ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento da empresa i no momento t.
D_{it}^*	Rácio de endividamento ótimo da empresa i no momento t.
D_{it-1}	Rácio de endividamento da empresa i no momento t-1.

Modelo do teste da teoria da *pecking order*: $\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$

Variável	Descrição
ΔD_{it}	Variação do endividamento da empresa i no momento t.
DEF_{it}	É o défice de fundos da empresa i no momento t.

Modelo do teste conjunto das teorias: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$

Variável	Descrição
ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento da empresa i no momento t.
D_{it}^*	Nível de endividamento ótimo da empresa i no momento t.
D_{it-1}	Nível de endividamento da empresa i no período t-1.
DEF_{it}	É o défice de fundos da empresa i no momento t.

Modelo dos fatores convencionais de alavancagem:

$$\Delta D_{it} = a + b_{Tang.} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{lnVN} \Delta \ln(VN_{it}) + b_{Rend.} \Delta Rend_{it} + e_{it}$$

Variável	Descrição
ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento da empresa i no momento t.
$\Delta Tang_{it}$	Variação da tangibilidade da empresa i no momento t.
$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	Variação do Q de Tobin da empresa i no momento t.
$\Delta \ln(VN_{it})$	Variação do ln(volume de negócios) da empresa i no momento t.
$\Delta Rend_{it}$	Variação da rendibilidade (RO/total do ativo) da empresa i no momento t.

Apêndice 2 – Determinação das variáveis da teoria do *trade-off*

Variável dependente	Variável independente
<p><u>Proxy 1:</u></p> $\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it}}{\text{Total do ativo}_{it}} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Total do ativo}_{it-1}}$	$D_{it}^* - D_{it-1} = \frac{\sum_{j=t-5}^{j=t-1} \left(\frac{\text{Endividamento de MLP}_i}{\text{Total do ativo}_i} \right)_j}{5} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Total do ativo}_{it-1}}$
<p><u>Proxy 2:</u></p> $\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it}}{\text{Net assets}_{it}} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Net assets}_{it-1}}$	$D_{it}^* - D_{it-1} = \frac{\sum_{j=t-5}^{j=t-1} \left(\frac{\text{Endividamento de MLP}_i}{\text{Net assets}_i} \right)_j}{5} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Net assets}_{it-1}}$
<p><u>Proxy 3:</u></p> $\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it}}{\text{V.C. Capital próprio}_{it} + \text{Endiv. de MLP}_{it}} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{V.C. Capital próprio}_{it-1} + \text{Endiv. de MLP}_{it-1}}$	$D_{it}^* - D_{it-1} = \frac{\sum_{j=t-5}^{j=t-1} \left(\frac{\text{Endividamento de MLP}_i}{\text{V.C. C.Próprio}_i + \text{Endiv. MLP}_i} \right)_j}{5} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{V.C. C.Próprio}_{it-1} + \text{Endiv. MLP}_{it-1}}$
<p><u>Proxy 4:</u></p> $\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it}}{\text{V.M. Capital próprio}_{it} + \text{Endiv. de MLP}_{it}} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{V.M. Capital próprio}_{it-1} + \text{Endiv. de MLP}_{it-1}}$	$D_{it}^* - D_{it-1} = \frac{\sum_{j=t-5}^{j=t-1} \left(\frac{\text{Endividamento de MLP}_i}{\text{V.M. C.Próprio}_i + \text{Endiv. MLP}_i} \right)_j}{5} - \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{V.M. C.Próprio}_{it-1} + \text{Endiv. MLP}_{it-1}}$

Apêndice 3 – Determinação das variáveis da teoria da *pecking order*

Variável dependente	Variável independente
<u>Proxy 1:</u>	
$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it} - \text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Total do ativo}_{it}}$	$\frac{\text{DEF}_{it}}{\text{Total do ativo}_{it}}$
<u>Proxy 2:</u>	
$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it} - \text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{Net assets}_{it}}$	$\frac{\text{DEF}_{it}}{\text{Net assets}_{it}}$
<u>Proxy 3:</u>	
$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it} - \text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{V.C. Capital próprio}_{it} + \text{Endividamento de MLP}_{it}}$	$\frac{\text{DEF}_{it}}{\text{V.C. C.Próprio}_{it} + \text{Endiv. MLP}_{it}}$
<u>Proxy 4:</u>	
$\Delta D_{it} = \frac{\text{Endividamento de MLP}_{it} - \text{Endividamento de MLP}_{it-1}}{\text{V.M. Capital próprio}_{it} + \text{Endividamento de MLP}_{it}}$	$\frac{\text{DEF}_{it}}{\text{V.M. C.Próprio}_{it} + \text{Endiv. MLP}_{it}}$

Apêndice 4 – Teste à teoria do *trade-off* (endividamento de MLP – *net assets*)

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria do *trade-off*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo *net assets*. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t*-1. As variáveis foram escaladas pelo *net assets*. De acordo com o *trade-off*, um coeficiente b_{TA} superior a zero significa um ajuste em direção ao *target* de endividamento e um coeficiente inferior a 1 indicará a existência de custos de ajustamento. A amostra corresponde a 2,829 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴²

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.236*** (0.0180)	0.260*** (0.0185)	0.370*** (0.0224)
Constante	0.0109*** (0.00345)	0.0120*** (0.00350)	0.0181*** (0.00413)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	17,438	17,438	17,438
Número de empresas	2,829	2,829	2,829
R^2	0.050	0.104	0.104
Teste F			1.08***
Teste de Breusch-Pagan		49.24***	
Teste de Hausman		686.76***	

⁴² Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.390***$, constante = 0.0101*** e $R^2 = 0.102$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.594***$, constante = 0.0110*** e $R^2 = 0.203$.

Apêndice 5 – Teste à teoria do *trade-off* (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria do *trade-off*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa i no momento t , definido como o endividamento de MLP a dividir pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa i no momento t , sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento $t-1$. As variáveis foram escaladas pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. De acordo com o *trade-off*, um coeficiente b_{TA} superior a zero significa um ajuste em direção ao *target* de endividamento e um coeficiente inferior a 1 indicará a existência de custos de ajustamento. A amostra corresponde a 2,838 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras e de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴³

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.255*** (0.0199)	0.285*** (0.0202)	0.372*** (0.0236)
Constante	0.00928* (0.00503)	0.0105** (0.00509)	0.0133** (0.00565)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	17,506	17,506	17,506
Número de empresas	2,838	2,838	2,838
R ²	0.062	0.113	0.113
Teste F			1.06**
Teste de Breusch-Pagan		41.33***	
Teste de Hausman		478.63***	

⁴³ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.382***$, constante = 0.00662*** e $R^2 = 0.112$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.564***$, constante = 0.00622*** e $R^2 = 0.206$.

Apêndice 6 – Teste à teoria do *trade-off* (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria do *trade-off*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa i no momento t , definido como o endividamento de MLP a dividir pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa i no momento t , sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento $t-1$. As variáveis foram escaladas pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. De acordo com o *trade-off*, um coeficiente b_{TA} superior a zero significa um ajuste em direção ao *target* de endividamento e um coeficiente inferior a 1 indicará a existência de custos de ajustamento. A amostra corresponde a 2,378 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras e de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴⁴

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.200*** (0.0110)	0.200*** (0.0110)	0.378*** (0.0132)
Constante	0.0232*** (0.00314)	0.0232*** (0.00314)	0.0370*** (0.00386)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	14,837	14,837	14,837
Número de empresas	2,378	2,378	2,378
R ²	0.135	0.191	0.209
Teste F			1.13***
Teste de Breusch-Pagan		0.00	
Teste de Hausman		1,467.20***	

⁴⁴ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.389***$, constante = 0.0134*** e $R^2 = 0.113$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.616***$, constante = 0.0158*** e $R^2 = 0.223$.

Apêndice 7 – Teste à teoria da *pecking order* com déficit de fundos desagregado (endividamento de MLP – total do ativo)

Os resultados apresentados dizem respeito ao teste da teoria *pecking order* considerando o déficit de fundos da empresa de forma desagregada, conforme a seguinte regressão proposta por Frank & Goyal (2003) $\Delta D_{it} = a + b_{DIV} DIV_{it} + b_{I_{it}} I_{it} + b_W \Delta W_{it} - b_C C_{it} + e_{it}$, sendo também estimada a regressão sugerida por Shyam-Sunder & Myers (1999), em que se considera a proporção atual do endividamento de MLP $\Delta D_{it} = a + b_{DIV} DIV_{it} + b_{I_{it}} I_{it} + b_W \Delta W_{it} + b_R R_{it} - b_C C_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, e as variáveis independentes: DIV_{it} são os dividendos, I_{it} são as despesas de capital, ΔW_{it} é a variação do fundo de manio, R_{it} é a proporção atual do endividamento de MLP e C_{it} é o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo total do ativo. Segundo a agregação efetuada no DEF_{it} do modelo *pecking order* os coeficientes das variáveis independentes b_{DIV} , b_I , b_W , b_R e b_C deverão ser iguais a 1. A amostra corresponde a 2,842 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, sendo que ao incluir a variável da proporção atual do endividamento de MLP o número de empresas reduz-se para as 1,788. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão representados em parêntesis. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do endividamento					
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variáveis independentes:						
Dividendos (DIV_{it})	0.200*** (0.0234)	0.201*** (0.0240)	0.244*** (0.0413)	0.224*** (0.0361)	0.235*** (0.0384)	0.296*** (0.0653)
Despesas de capital (I_{it})	0.264*** (0.0165)	0.268*** (0.0174)	0.388*** (0.0280)	0.311*** (0.0234)	0.324*** (0.0263)	0.408*** (0.0440)
Δ Fundo de manio (ΔW_{it})	0.201*** (0.00795)	0.201*** (0.00943)	0.218*** (0.0103)	0.246*** (0.0119)	0.249*** (0.0148)	0.268*** (0.0161)
Proporção atual do end. MLP (R_{it})				-0.0631*** (0.0197)	-0.0575*** (0.0206)	-0.0308 (0.0314)
F.C.O. depois juros e impostos (C_{it})	-0.115*** (0.00907)	-0.115*** (0.0100)	-0.109*** (0.0124)	-0.146*** (0.0134)	-0.151*** (0.0148)	-0.160*** (0.0192)
Constante	-0.000981 (0.00256)	-0.00109 (0.00259)	-0.00432 (0.00324)	0.00546 (0.00432)	0.00494 (0.00453)	0.00303 (0.00613)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	17,559	17,559	17,559	8,757	8,757	8,757
Número de empresas	2,842	2,842	2,842	1,788	1,788	1,788
R^2	0.130	0.143	0.146	0.163	0.182	0.183
Teste F			0.93			1.01
Teste de Breusch-Pagan		31.09***			11.00***	
Teste de Hausman		146,36***			60.60***	

Apêndice 8 – Teste à teoria da *pecking order* (endividamento de MLP – *net assets*)

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria da *pecking order*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas primeiras três colunas e à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas últimas três colunas. O rácio de endividamento é definido como sendo o endividamento de MLP a dividir pelo *net assets*. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t*, que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo *net assets*. De acordo com o *pecking order* será expectável obter um coeficiente b_{PO} igual a 1, na medida em que cada unidade de défice de fundos irá ser financiada por uma unidade adicional de endividamento. A amostra corresponde a 2,829 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴⁵

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do endividamento			Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variável independente:						
Défice de fundos (DEF_{it})	0.155*** (0.00816)	0.157*** (0.00918)	0.166*** (0.0101)	0.0387*** (0.00749)	0.0390*** (0.00754)	0.0453*** (0.00844)
Constante	0.0152*** (0.00421)	0.0153*** (0.00425)	0.0232*** (0.00488)	0.00725** (0.00346)	0.00754** (0.00347)	0.0125*** (0.00382)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	17,438	17,438	17,438	17,438	17,438	17,438
Número de empresas	2,829	2,829	2,829	2,829	2,829	2,829
R ²	0.117	0.126	0.127	0.012	0.014	0.014
Teste F			0.96			0.74
Teste de Breusch-Pagan		34.64***			234.43***	
Teste de Hausman		48.04***			26.14***	

⁴⁵ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Resultados da variável dependente – variação do rácio de endividamento: (2) coeficiente $b_{PO} = 0.0395***$, constante = 0.00730*** e $R^2 = 0.012$, e (3) coeficiente $b_{PO} = 0.0462***$, constante = 0.00507*** e $R^2 = 0.012$.

Apêndice 9 – Teste à teoria da *pecking order* (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria da *pecking order*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas primeiras três colunas e à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas últimas três colunas. O rácio de endividamento é definido como sendo o endividamento de MLP a dividir pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t*, que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. De acordo com o *pecking order* será expectável obter um coeficiente b_{PO} igual a 1, na medida em que cada unidade de défice de fundos irá ser financiada por uma unidade adicional de endividamento. A amostra corresponde a 2,838 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴⁶

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do endividamento			Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variável independente:						
Défice de fundos (DEF_{it})	0.145*** (0.00823)	0.148*** (0.00913)	0.155*** (0.0100)	0.0244*** (0.00817)	0.0251*** (0.00830)	0.0305*** (0.00940)
Constante	0.0184*** (0.00588)	0.0191*** (0.00593)	0.0288*** (0.00647)	0.00652 (0.00517)	0.00704 (0.00519)	0.00862 (0.00543)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	17,506	17,506	17,506	17,506	17,506	17,506
Número de empresas	2,838	2,838	2,838	2,838	2,838	2,838
R^2	0.110	0.118	0.119	0.006	0.008	0.008
Teste F			0.99			0.73
Teste de Breusch-Pagan		27.58***			246.76***	
Teste de Hausman		41.27***			13.35	

⁴⁶ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Resultados da variável dependente – variação do rácio de endividamento: (2) coeficiente $b_{PO} = 0.0246***$, constante = 0.00529*** e $R^2 = 0.005$, e (3) coeficiente $b_{PO} = 0.0368***$, constante = 0.00283* e $R^2 = 0.007$.

Apêndice 10 - Teste à teoria da *pecking order* (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria da *pecking order*, tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas primeiras três colunas e à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas últimas três colunas. O rácio de endividamento é definido como sendo o endividamento de MLP a dividir pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t*, que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. De acordo com o *pecking order* será expectável obter um coeficiente b_{PO} igual a 1, na medida em que cada unidade de défice de fundos irá ser financiada por uma unidade adicional de endividamento. A amostra corresponde a 2,378 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴⁷

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do endividamento			Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variável independente:						
Défice de fundos (DEF_{it})	0.205*** (0.0107)	0.208*** (0.0109)	0.218*** (0.0118)	0.0816*** (0.00601)	0.0816*** (0.00601)	0.0919*** (0.00691)
Constante	-9.64e-05 (0.00428)	-0.000260 (0.00429)	0.00841* (0.00441)	0.0193*** (0.00310)	0.0193*** (0.00310)	0.0280*** (0.00342)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	14,837	14,837	14,837	14,837	14,837	14,837
Número de empresas	2,378	2,378	2,378	2,378	2,378	2,378
R^2	0.159	0.172	0.173	0.141	0.154	0.155
Teste F			1.00			0.68
Teste de Breusch-Pagan		20.93***			0.0000	
Teste de Hausman		47.50***			62.61***	

⁴⁷ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Resultados da variável dependente – variação do endividamento: (2) coeficiente $b_{PO} = 0.206***$, constante = -0.00436*** e $R^2 = 0.168$, e (3) coeficiente $b_{PO} = 0.236***$, constante = -0.00424*** e $R^2 = 0.186$. Resultados da variável dependente – variação do rácio de endividamento: (2) coeficiente $b_{PO} = 0.0806***$, constante = 0.00813*** e $R^2 = 0.043$, e (3) coeficiente $b_{PO} = 0.0934***$, constante = 0.00774*** e $R^2 = 0.046$.

Apêndice 11 - Teste conjunto (endividamento de MLP – *net assets*)

Os resultados apresentados são referentes ao teste conjunto da teoria do *trade-off* e da teoria da *pecking order* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo *net assets*. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t-1*. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t* que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo *net assets*. Um coeficiente b_{TA} e b_{PO} diferentes de zero indicam que estas teorias não são mutuamente exclusivas, sendo que aquela que possuir um coeficiente com maior magnitude será a que apresenta um melhor desempenho. A amostra corresponde a 2,829 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴⁸

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.234*** (0.0180)	0.258*** (0.0185)	0.367*** (0.0224)
Défice de fundos (DEF_{it})	0.0363*** (0.00729)	0.0370*** (0.00737)	0.0419*** (0.00795)
Constante	0.00976*** (0.00341)	0.0108*** (0.00346)	0.0167*** (0.00410)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	17,438	17,438	17,438
Número de empresas	2,829	2,829	2,829
R^2	0.059	0.113	0.114
Teste F			1.09***
Teste de Breusch-Pagan		46.84***	
Teste de Hausman		698.26***	

⁴⁸ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.384***$, coeficiente $b_{PO} = 0.0363***$, constante = 0.0104*** e $R^2 = 0.112$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.586***$, coeficiente $b_{PO} = 0.0367***$, constante = 0.0114*** e $R^2 = 0.209$.

Apêndice 12 – Teste conjunto (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes ao teste conjunto da teoria do *trade-off* e da teoria da *pecking order* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t-1*. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t* que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneio subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. Um coeficiente b_{TA} e b_{PO} diferentes de zero indicam que estas teorias não são mutuamente exclusivas, sendo que aquela que possuir um coeficiente com maior magnitude será a que apresenta um melhor desempenho. A amostra corresponde a 2,838 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa da correlação entre os efeitos individuais (não observáveis) e as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁴⁹

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.254*** (0.0199)	0.285*** (0.0203)	0.371*** (0.0237)
Défice de fundos (DEF_{it})	0.0222*** (0.00770)	0.0233*** (0.00784)	0.0280*** (0.00858)
Constante	0.00839* (0.00504)	0.00959* (0.00510)	0.0121** (0.00569)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	17,506	17,506	17,506
Número de empresas	2,838	2,838	2,838
R ²	0.065	0.117	0.118
Teste F			1.07**
Teste de Breusch-Pagan		38.91***	
Teste de Hausman		488.81***	

⁴⁹ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.380***$, coeficiente $b_{PO} = 0.0217***$, constante = 0.00683*** e $R^2 = 0.115$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.559***$, coeficiente $b_{PO} = 0.0279***$, constante = 0.00656*** e $R^2 = 0.209$.

Apêndice 13 – Teste conjunto (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes ao teste conjunto da teoria do *trade-off* e da teoria da *pecking order* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t*-1. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t* que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de manuseio subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. Um coeficiente b_{TA} e b_{PO} diferentes de zero indicam que estas teorias não são mutuamente exclusivas, sendo que aquela que possuir um coeficiente com maior magnitude será a que apresenta um melhor desempenho. A amostra corresponde a 2,378 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁵⁰

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variável independente:			
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.182*** (0.0106)	0.182*** (0.0106)	0.355*** (0.0128)
Défice de fundos (DEF_{it})	0.0754*** (0.00576)	0.0754*** (0.00576)	0.0784*** (0.00629)
Constante	0.0208*** (0.00311)	0.0208*** (0.00311)	0.0346*** (0.00379)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	14,837	14,837	14,837
Número de empresas	2,378	2,378	2,378
R ²	0.169	0.224	0.242
Teste F			1.15***
Teste de Breusch-Pagan		0.00	
Teste de Hausman		1,514.81***	

⁵⁰ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando *xtregar* do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: (2) coeficiente $b_{TA} = 0.355***$, coeficiente $b_{PO} = 0.0692***$, constante = 0.0142*** e $R^2 = 0.140$, e (3) coeficiente $b_{TA} = 0.574***$, coeficiente $b_{PO} = 0.0657***$, constante = 0.0168*** e $R^2 = 0.241$.

Apêndice 14 – Teste para a amostra balanceada: teoria do *trade-off*

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria do *trade-off* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa i no momento t , definido como o endividamento de MLP a dividir pelo: i) TA (total do ativo), ii) NA (*net assets*), iii) VC (valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP) ou iv) VM (valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP). A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa i no momento t , sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento $t-1$. As variáveis foram escaladas tendo em conta as quatro *proxies* utilizadas, nomeadamente TA, NA, VC e VM. De acordo com o *trade-off* um coeficiente b_{TA} superior a zero significa um ajuste em direção ao *target* de endividamento e um coeficiente inferior a 1 indicará a existência de custos de ajustamento. A amostra é balanceada e corresponde a empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, sendo que o número diverge consoante a *proxy* utilizada (487 para TA, 478 para NA, 484 para VC e 434 para VM). O período de análise situa-se entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. Apenas são apresentados os resultados do modelo *pooled* dado ser o mais adequado em função dos testes F e de Breusch-Pagan (1980) realizados. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento			
	TA	NA	VC	VM
Variável independente:				
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.126*** (0.0187)	0.0707*** (0.0199)	0.0784*** (0.0270)	0.121*** (0.0184)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Não	Não
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Não	Não	Não
Constante	0.0123*** (0.00274)	0.0164*** (0.00394)	0.0187*** (0.00519)	0.0304*** (0.00449)
Observações	5,357	5,258	5,324	4,774
Número de empresas	487	478	484	434
R^2	0.023	0.015	0.015	0.160

Apêndice 15 – Teste para a amostra balanceada: teoria da *pecking order*

Os resultados apresentados são referentes ao teste da teoria da *pecking order* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas primeiras quatro colunas e à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t* nas últimas quatro colunas. O rácio de endividamento é definido como sendo o endividamento de MLP a dividir pelo: i) TA (total do ativo), ii) NA (*net assets*), iii) VC (valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP) ou iv) VM (valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP). A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t* que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneio subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas tendo em conta as quatro *proxies* utilizadas, nomeadamente TA, NA, VC e VM. De acordo com o *pecking order* será expectável obter um coeficiente b_{PO} igual a 1, na medida em que cada unidade de défice de fundos irá ser financiada por uma unidade adicional de endividamento. A amostra é balanceada e corresponde a empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro sendo que o número diverge consoante a *proxy* utilizada (487 para TA, 478 para NA, 484 para VC e 434 para VM). O período de análise situa-se entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. Apenas são apresentados os resultados do modelo *pooled* dado ser o mais adequado em função dos testes F e de Breusch-Pagan (1980) realizados. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do endividamento				Variação do rácio de endividamento			
	TA	NA	VC	VM	TA	NA	VC	VM
Variável independente:								
Défice de fundos (DEF_{it})	0.254*** (0.0147)	0.230*** (0.0143)	0.227*** (0.0160)	0.259*** (0.0179)	0.175*** (0.0154)	0.0850*** (0.0111)	0.0784*** (0.0123)	0.108*** (0.0104)
Constante	0.0117*** (0.00328)	0.0214*** (0.00539)	0.0246*** (0.00734)	0.00723 (0.00538)	0.00856*** (0.00293)	0.0138*** (0.00409)	0.0155*** (0.00537)	0.0274*** (0.00461)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Observações	5,357	5,258	5,324	4,774	5,357	5,258	5,324	4,774
Número de empresas	487	478	484	434	487	478	484	434
R^2	0.156	0.154	0.147	0.187	0.096	0.042	0.036	0.192

Apêndice 16 – Teste para a amostra balanceada: teste conjunto

Os resultados apresentados são referentes ao teste conjunto da teoria do *trade-off* e da teoria da *pecking order* tendo por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_{it}^* - D_{it-1}) + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo: i) TA (total do ativo), ii) NA (*net assets*), iii) VC (valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP) ou iv) VM (valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP). A variável independente $(D_{it}^* - D_{it-1})$ representa o desvio em direção ao *target* da empresa *i* no momento *t*, sendo que D_{it}^* é o *target* do rácio de endividamento de MLP estimado através de uma média móvel do rácio de endividamento de MLP dos últimos 5 anos e D_{it-1} é o rácio de endividamento de MLP no momento *t-1*. A variável independente DEF_{it} representa o défice de fundos da empresa *i* no momento *t* que é determinado através do somatório dos dividendos, das despesas de capital e da variação do fundo de maneo subtraindo o fluxo de caixa operacional depois de juros e impostos. As variáveis foram escaladas tendo em conta as quatro *proxies* utilizadas, nomeadamente TA, NA, VC e VM. Um coeficiente b_{TA} e b_{PO} diferentes de zero indicam que estas teorias não são mutuamente exclusivas, sendo que aquela que possuir um coeficiente com maior magnitude será a que apresenta um melhor desempenho. A amostra é balanceada e corresponde a empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro sendo que o número diverge consoante a *proxy* utilizada (487 para TA, 478 para NA, 484 para VC e 434 para VM). O período de análise situa-se entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. Apenas são apresentados os resultados do modelo *pooled* dado ser o mais adequado em função dos testes F e de Breusch-Pagan (1980) realizados. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento			
	TA	NA	VC	VM
Variável independente:				
Desvio em direção ao <i>target</i> ($D_{it}^* - D_{it-1}$)	0.102*** (0.0173)	0.0684*** (0.0201)	0.0750*** (0.0266)	0.103*** (0.0174)
Défice de fundos (DEF_{it})	0.171*** (0.0150)	0.0846*** (0.0120)	0.0776*** (0.0122)	0.104*** (0.0115)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Não	Não
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Não	Não	Não
Constante	0.00924*** (0.00295)	0.0145*** (0.00408)	0.0165*** (0.00536)	0.0282*** (0.00462)
Observações	5,357	5,258	5,324	4,774
Número de empresas	487	478	484	434
R^2	0.106	0.046	0.042	0.201

Apêndice 17 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem sem primeiras diferenças (endividamento de MLP – total do ativo)

Os resultados apresentados são referentes à consideração fatores convencionais de alavancagem e tem por base a seguinte regressão: $D_{it} = a + b_{Tang} \cdot Tang_{it} + b_{QTobin} \cdot Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{lnVN} \cdot \ln(VN_{it}) + b_{Rend} \cdot Rend_{it} + e_{it}$. A variável dependente D_{it} diz respeito ao rácio de endividamento de MLP da empresa i no momento t , definido como o endividamento de MLP a dividir pelo total do ativo. As variáveis independentes são: $Tang_{it}$: que mede a tangibilidade e é definida como o rácio entre os ativos tangíveis e o total do ativo; $Q \text{ de Tobin}_{it}$: que mede as oportunidades de crescimento e é obtido através do total do ativo subtraindo o valor contabilístico do capital próprio e somando o valor de mercado do capital próprio, dividido pelo total do ativo; $\ln(VN_{it})$: é a *proxy* para medir a dimensão e é dado pelo logaritmo natural do volume de negócios; $Rend_{it}$: é a rentabilidade medida através da divisão do resultado operacional pelo total do ativo. A amostra corresponde a 2,688 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

Variável dependente: D_{it}	Rácio de endividamento		
	(1)	(2)	(3)
Variáveis independentes:			
$Tang_{it}$	0.217*** (0.0115)	0.176*** (0.0137)	0.143*** (0.0208)
$Q \text{ de Tobin}_{it}$	0.000652 (0.00265)	-0.00301 (0.00202)	-0.00367* (0.00215)
$\ln(VN_{it})$	0.0158*** (0.00110)	0.0147*** (0.00136)	0.0147*** (0.00340)
$Rend_{it}$	-0.103*** (0.0152)	-0.0783*** (0.0125)	-0.0767*** (0.0138)
Constante	-0.126*** (0.0143)	-0.0959*** (0.0159)	-0.0856** (0.0398)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não
Observações	20,550	20,550	20,550
Número de empresas	2,688	2,688	2,688
R^2	0.164	0.041	0.041
Teste F			11.00***
Teste de Breusch-Pagan		23,562.32***	
Teste de Hausman		60.91***	

Apêndice 18 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem (endividamento de MLP – *net assets*)

Os resultados apresentados são referentes à consideração fatores convencionais de alavancagem e tem por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{Tang} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{lnVN} \Delta \ln(VN_{it}) + b_{Rend} \Delta Rend_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo *net assets*. As variáveis independentes são: $Tang_{it}$ que mede a tangibilidade e é definida como o rácio entre os ativos tangíveis e o total do ativo; $Q \text{ de Tobin}_{it}$ que mede as oportunidades de crescimento e é obtido através do total do ativo subtraindo o valor contabilístico do capital próprio e somando o valor de mercado do capital próprio, dividido pelo total do ativo; $\ln(VN_{it})$ é a *proxy* para medir a dimensão e é dado pelo logaritmo natural do volume de negócios; $Rend_{it}$ é a rentabilidade medida através da divisão do resultado operacional pelo total do ativo. A esta regressão foi ainda adicionada a variável DEF_{it} que mede o défice de fundos da empresa e ainda a variável desfasada do rácio de endividamento de MLP (D_{it-1}). A amostra para o primeiro modelo corresponde a 2,685 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, para os restantes 2 modelos (onde se incluem DEF_{it} e D_{it-1}) a amostra é de 2,665 empresas. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁵¹

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento								
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variáveis independentes:									
$\Delta Tang_{it}$	0.251*** (0.0297)	0.251*** (0.0297)	0.248*** (0.0322)	0.344*** (0.0353)	0.347*** (0.0357)	0.361*** (0.0392)	0.317*** (0.0340)	0.308*** (0.0340)	0.260*** (0.0333)
$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	-0.00254 (0.00180)	-0.00254 (0.00180)	-0.00148 (0.00204)	-0.00416 (0.00295)	-0.00402 (0.00300)	-0.00183 (0.00338)	-0.00206 (0.00282)	-0.00135 (0.00285)	0.00149 (0.00285)
$\Delta \ln(VN_{it})$	0.0202*** (0.00517)	0.0202*** (0.00517)	0.0195*** (0.00595)	0.0164*** (0.00625)	0.0167*** (0.00635)	0.0178** (0.00737)	0.0122** (0.00616)	0.0111* (0.00630)	0.00437 (0.00677)
$\Delta Rend_{it}$	-0.0962*** (0.0202)	-0.0962*** (0.0202)	-0.0895*** (0.0215)	-0.141*** (0.0248)	-0.141*** (0.0250)	-0.141*** (0.0271)	-0.130*** (0.0231)	-0.123*** (0.0228)	-0.0875*** (0.0214)
DEF_{it}				0.188*** (0.0139)	0.191*** (0.0141)	0.209*** (0.0160)	0.184*** (0.0133)	0.184*** (0.0134)	0.162*** (0.0134)
D_{it-1}							-0.133*** (0.00810)	-0.192*** (0.00945)	-0.450*** (0.0158)
Constante	0.00610** (0.00305)	0.00610** (0.00305)	0.00826** (0.00328)	0.00310 (0.00367)	0.00356 (0.00370)	0.00753* (0.00399)	0.0328*** (0.00385)	0.0455*** (0.00393)	0.100*** (0.00501)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	20,494	20,494	20,494	16,109	16,109	16,109	16,109	16,109	16,109
Número de empresas	2,685	2,685	2,685	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665
R^2	0.018	0.017	0.017	0.061	0.064	0.064	0.104	0.201	0.238
Teste F			0.62			0.79			1.79***
Teste de Breusch-Pagan		0.00			180.52***			8.76***	
Teste de Hausman		8.86			32.97***			1,804.66***	

⁵¹ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando xtregar do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: 1.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.252***$, $b_{QTobin} = -0.00381***$, $b_{ln(VN)} = 0.0215***$, $b_{Rend} = -0.0949***$, constante = 0.00716*** e $R^2 = 0.015$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.243***$, $b_{QTobin} = -0.00793***$, $b_{ln(VN)} = 0.0171***$, $b_{Rend} = -0.0837***$, constante = 0.00589*** e $R^2 = 0.013$. 2.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.352***$, $b_{QTobin} = -0.00573***$, $b_{ln(VN)} = 0.0167***$, $b_{Rend} = -0.142***$, $b_{DEF} = 0.190***$, constante = 0.00727*** e $R^2 = 0.062$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.377***$, $b_{QTobin} = -0.00523**$, $b_{ln(VN)} = 0.0189***$, $b_{Rend} = -0.155***$, $b_{DEF} = 0.228***$, constante = 0.00596*** e $R^2 = 0.067$. 3.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.314***$, $b_{QTobin} = -0.00289*$, $b_{ln(VN)} = 0.0126***$, $b_{Rend} = -0.125***$, $b_{DEF} = 0.188***$, $b_{Dit-1} = -0.205***$, constante = 0.0534*** e $R^2 = 0.204$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.234***$, $b_{QTobin} = -0.000803$, $b_{ln(VN)} = 0.00529$, $b_{Rend} = -0.0918***$, $b_{DEF} = 0.149***$, $b_{Dit-1} = -0.623***$, constante = 0.150*** e $R^2 = 0.315$.

Apêndice 19 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem (endividamento de MLP – valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes à consideração fatores convencionais de alavancagem e tem por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{Tang_{it}} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin_{it}} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{lnVN_{it}} \Delta \ln(VN_{it}) + b_{Rend_{it}} \Delta Rend_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo valor contabilístico do capital próprio mais endividamento de MLP. As variáveis independentes são: $Tang_{it}$ que mede a tangibilidade e é definida como o rácio entre os ativos tangíveis e o total do ativo; $Q \text{ de Tobin}_{it}$ que mede as oportunidades de crescimento e é obtido através do total do ativo subtraindo o valor contabilístico do capital próprio e somando o valor de mercado do capital próprio, dividido pelo total do ativo; $\ln(VN_{it})$ é a *proxy* para medir a dimensão e é dado pelo logaritmo natural do volume de negócios; $Rend_{it}$ é a rentabilidade medida através da divisão do resultado operacional pelo total do ativo. A esta regressão foi ainda adicionada a variável DEF_{it} que mede o défice de fundos da empresa e ainda a variável desfasada do rácio de endividamento de MLP (D_{it-1}). A amostra para o primeiro modelo corresponde a 2,688 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, para os restantes 2 modelos (onde se incluem DEF_{it} e D_{it-1}) a amostra é de 2,655 empresas. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁵²

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento								
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variáveis independentes:									
$\Delta Tang_{it}$	0.272*** (0.0377)	0.272*** (0.0377)	0.271*** (0.0409)	0.364*** (0.0447)	0.368*** (0.0450)	0.387*** (0.0494)	0.324*** (0.0419)	0.313*** (0.0417)	0.240*** (0.0399)
$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	-0.00315 (0.00227)	-0.00315 (0.00227)	-0.00228 (0.00260)	-0.00603 (0.00381)	-0.00597 (0.00385)	-0.00458 (0.00435)	-0.00231 (0.00356)	-0.00175 (0.00357)	0.000338 (0.00346)
$\Delta \ln(VN_{it})$	0.0365*** (0.00664)	0.0365*** (0.00664)	0.0365*** (0.00758)	0.0335*** (0.00798)	0.0334*** (0.00808)	0.0349*** (0.00945)	0.0250*** (0.00755)	0.0222*** (0.00770)	0.0133 (0.00826)
$\Delta Rend_{it}$	-0.124*** (0.0290)	-0.124*** (0.0290)	-0.119*** (0.0306)	-0.176*** (0.0361)	-0.176*** (0.0363)	-0.181*** (0.0397)	-0.157*** (0.0332)	-0.147*** (0.0327)	-0.0986*** (0.0309)
DEF_{it}				0.208*** (0.0189)	0.212*** (0.0191)	0.241*** (0.0219)	0.202*** (0.0178)	0.203*** (0.0180)	0.173*** (0.0180)
D_{it-1}							-0.178*** (0.0101)	-0.246*** (0.0119)	-0.547*** (0.0194)
Constante	0.00592 (0.00398)	0.00592 (0.00398)	0.00689 (0.00425)	0.000777 (0.00530)	0.000964 (0.00532)	0.000265 (0.00573)	0.0521*** (0.00574)	0.0687*** (0.00592)	0.140*** (0.00737)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	20,549	20,549	20,549	16,111	16,111	16,111	16,111	16,111	16,111
Número de empresas	2,688	2,688	2,688	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665
R^2	0.017	0.016	0.016	0.047	0.051	0.051	0.109	0.222	0.254
Teste F			0.55			0.73			1.82***
Teste de Breusch-Pagan		0.00			212.93***			7.62***	
Teste de Hausman		5.19			32.59***			2,076.76***	

⁵² Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando xtregar do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: 1.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.269***$, $b_{QTobin} = -0.00535***$, $b_{ln(VN)} = 0.0371***$, $b_{Rend} = -0.126***$, constante = 0.00420*** e $R^2 = 0.014$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.262***$, $b_{QTobin} = -0.0112***$, $b_{ln(VN)} = 0.0324***$, $b_{Rend} = -0.128***$, constante = 0.00321** e $R^2 = 0.013$. 2.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.372***$, $b_{QTobin} = -0.00854***$, $b_{ln(VN)} = 0.0326***$, $b_{Rend} = -0.181***$, $b_{DEF} = 0.213***$ constante = 0.00375*** e $R^2 = 0.050$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.405***$, $b_{QTobin} = -0.00825***$, $b_{ln(VN)} = 0.0359***$, $b_{Rend} = -0.205***$, $b_{DEF} = 0.262***$, constante = 0.00267* e $R^2 = 0.054$. 3.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.314***$, $b_{QTobin} = -0.00448**$, $b_{ln(VN)} = 0.0224***$, $b_{Rend} = -0.156***$, $b_{DEF} = 0.205***$, $b_{Dit-1} = -0.259***$, constante = 0.0723*** e $R^2 = 0.224$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.210***$, $b_{QTobin} = -0.00222$, $b_{ln(VN)} = 0.00998$, $b_{Rend} = -0.106***$, $b_{DEF} = 0.155***$, $b_{Dit-1} = -0.735***$, constante = 0.202*** e $R^2 = 0.331$.

Apêndice 20 – Teste considerando os fatores convencionais de alavancagem (endividamento de MLP – valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP)

Os resultados apresentados são referentes à consideração fatores convencionais de alavancagem e tem por base a seguinte regressão: $\Delta D_{it} = a + b_{Tang} \Delta Tang_{it} + b_{QTobin} \Delta Q \text{ de Tobin}_{it} + b_{lnVN} \Delta \ln(VN_{it}) + b_{Rend} \Delta Rend_{it} + e_{it}$. A variável dependente ΔD_{it} diz respeito à variação do rácio de endividamento de MLP da empresa *i* no momento *t*, definido como o endividamento de MLP a dividir pelo valor de mercado do capital próprio mais endividamento de MLP. As variáveis independentes são: $Tang_{it}$: que mede a tangibilidade e é definida como o rácio entre os ativos tangíveis e o total do ativo; $Q \text{ de Tobin}_{it}$: que mede as oportunidades de crescimento e é obtido através do total do ativo subtraindo o valor contabilístico do capital próprio e somando o valor de mercado do capital próprio, dividido pelo total do ativo; $\ln(VN_{it})$: é a *proxy* para medir a dimensão e é dado pelo logaritmo natural do volume de negócios; $Rend_{it}$: é a rentabilidade medida através da divisão do resultado operacional pelo total do ativo. A esta regressão foi ainda adicionada a variável DEF_{it} que mede o défice de fundos da empresa e ainda a variável desfasada do rácio de endividamento de MLP (D_{it-1}). A amostra para o primeiro modelo corresponde a 2,688 empresas cotadas pertencentes aos países da zona euro, para os restantes 2 modelos (onde se incluem DEF_{it} e D_{it-1}) a amostra é de 2,655 empresas. O período de análise é entre 2000-2010. Da amostra foram excluídas as empresas financeiras, de *utilities* e sem setor classificado, bem como as empresas que não tinham todas as informações financeiras necessárias para estimar a referida regressão. Os desvios-padrão estão entre parêntesis e encontram-se corrigidos para efeitos de autocorrelação e heterocedasticidade. O teste F testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não são significativos, contra a hipótese alternativa da significância dos efeitos individuais (não observáveis), ao nível do modelo dos efeitos fixos. O teste Breusch-Pagan (1980) é um teste do tipo LM tendo por base uma distribuição χ^2 sendo que a hipótese nula é de que os efeitos individuais (não observáveis) não são relevantes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) são relevantes, no que respeita ao modelo dos efeitos aleatórios. O teste de Hausman (1978) tem por base uma distribuição χ^2 e testa a hipótese nula de que os efeitos individuais (não observáveis) não estão correlacionados com as variáveis independentes, contra a hipótese alternativa de que os efeitos individuais (não observáveis) estão correlacionados com as variáveis independentes. Foram incluídas *dummies* por cada ano, sendo ocultados os respetivos resultados por limitações de espaço. Os níveis de significância estão representados da seguinte forma: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%.⁵³

Variável dependente: ΔD_{it}	Variação do rácio de endividamento								
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Variáveis independentes:									
$\Delta Tang_{it}$	0.223*** (0.0225)	0.223*** (0.0225)	0.212*** (0.0243)	0.312*** (0.0241)	0.312*** (0.0264)	0.314*** (0.0292)	0.297*** (0.0254)	0.293*** (0.0254)	0.224*** (0.0248)
$\Delta Q \text{ de Tobin}_{it}$	-0.0170*** (0.00128)	-0.0170*** (0.00128)	-0.0165*** (0.00139)	-0.0268*** (0.00198)	-0.0268*** (0.00239)	-0.0272*** (0.00263)	-0.0229*** (0.00229)	-0.0226*** (0.00228)	-0.0187*** (0.00204)
$\Delta \ln(VN_{it})$	0.0230*** (0.00353)	0.0230*** (0.00353)	0.0240*** (0.00404)	0.0267*** (0.00466)	0.0267*** (0.00431)	0.0283*** (0.00515)	0.0182*** (0.00418)	0.0171*** (0.00421)	0.00603 (0.00458)
$\Delta Rend_{it}$	-0.100*** (0.0116)	-0.100*** (0.0116)	-0.0940*** (0.0122)	-0.153*** (0.0136)	-0.153*** (0.0146)	-0.149*** (0.0163)	-0.144*** (0.0137)	-0.141*** (0.0137)	-0.101*** (0.0129)
DEF_{it}				0.166*** (0.00878)	0.166*** (0.0100)	0.188*** (0.0118)	0.161*** (0.00963)	0.162*** (0.00972)	0.136*** (0.00985)
D_{it-1}							-0.106*** (0.00445)	-0.128*** (0.00477)	-0.412*** (0.0107)
Constante	0.0126*** (0.00245)	0.0126*** (0.00245)	0.0154*** (0.00267)	0.0149*** (0.00312)	0.0149*** (0.00312)	0.0216*** (0.00353)	0.0376*** (0.00327)	0.0421*** (0.00330)	0.0948*** (0.00415)
Efeitos fixos por empresa	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Efeitos aleatórios por empresa	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Não
Observações	20,55	20,55	20,55	16,112	16,112	16,112	16,112	16,112	16,112
Número de empresas	2,688	2,688	2,688	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665	2,665
R ²	0.129	0.131	0.132	0.192	0.201	0.202	0.227	0.293	0.364
Teste F			0.55			0.69			1.85***
Teste de Breusch-Pagan		0.00			0.00			15.10***	
Teste de Hausman		18.32			69.29***			2,710.58***	

⁵³ Nos casos em que se observou a presença de autocorrelação de 1ª ordem através do teste de Wooldridge (2002), foi também efetuada a correção através do comando xtregar do STATA para o modelo dos efeitos aleatórios (2) e para o modelo dos efeitos fixos (3). Os resultados foram os seguintes: 1.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.235***$, $b_{QTobin} = -0.0280***$, $b_{lnVN} = 0.0272***$, $b_{Rend} = -0.113***$, constante = 0.00714*** e $R^2 = 0.062$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.235***$, $b_{QTobin} = -0.0455***$, $b_{lnVN} = 0.0338***$, $b_{Rend} = -0.114***$, constante = 0.00566*** e $R^2 = 0.077$. 3.º modelo: (2) coeficiente $b_{Tang} = 0.297***$, $b_{QTobin} = -0.0389***$, $b_{lnVN} = 0.0190***$, $b_{Rend} = -0.146***$, $b_{DEF} = 0.162***$, $b_{Dit-1} = -0.201***$, constante = 0.0489*** e $R^2 = 0.271$; (3) coeficiente $b_{Tang} = 0.219***$, $b_{QTobin} = -0.0365***$, $b_{lnVN} = -0.00345$, $b_{Rend} = -0.102***$, $b_{DEF} = 0.115***$, $b_{Dit-1} = -0.640***$, constante = 0.145*** e $R^2 = 0.424$.